RWI : Schriften

Harald Tauchmann

CO_2-Vermeidung und Brennstoffwahl in der Elektrizitätserzeugung

Ökonometrische Analysen

Heft 75

RWI
ESSEN

Duncker & Humblot · Berlin

OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung

Vorstand:
Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D. (Präsident),
Prof. Dr. Thomas K. Bauer
Prof. Dr. Wim Kösters

Verwaltungsrat:
Heinrich Frommknecht (Vorsitzender);
Eberhard Heinke, Dr. Dietmar Kuhnt, Dr. Henning Osthues-Albrecht (stellv. Vorsitzende);
Prof. Dr.-Ing. Dieter Ameling, Manfred Breuer, Prof. Dr. Walter Eberhard, Prof. Dr. Harald B. Giesel, Marianne Halstrick-Schwenk, Dr. Thomas Köster, Hartmut Krebs, Rolf Hermann Nienaber, Heinz Putzhammer, Dr. Günter Sandermann, Dr. Gerd Willamowski

Forschungsbeirat:
Prof. David Card, Ph.D., Prof. Dr. Clemens Fuest, Prof. Dr. Walter Krämer, Prof. Dr. Michael Lechner, Prof. Dr. Till Requate, Prof. Nina Smith, Ph.D., Prof. Dr. Harald Uhlig, Prof. Dr. Josef Zweimüller

RWI : Schriften
Heft 75

Schriftleitung: Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D.
Redaktionelle Bearbeitung: Joachim Schmidt

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Harald Tauchmann

CO_2-Vermeidung und Brennstoffwahl in der Elektrizitätserzeugung

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

RWI : Schriften

Heft 75

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Harald Tauchmann

CO_2-Vermeidung und Brennstoffwahl in der Elektrizitätserzeugung

Ökonometrische Analysen

RWI
ESSEN

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Fakultät für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften der Ruprecht-Karls-Universität Heidelberg hat diese Arbeit im Jahre 2003 als Dissertation angenommen.

Bibliografische Information Der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliographie; detaillierte bibliographische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

Alle Rechte vorbehalten
© 2004 Duncker & Humblot GmbH, Berlin
Fotoprint: Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin
Printed in Germany

ISSN 0720-7212
ISBN 3-428-11574-0

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ♾

Internet: http://www.duncker-humblot.de

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/
Licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivs 3.0 Unported License (CC BY-NC-ND)

Vorwort

Vor dem Hintergrund einer drohenden Veränderung des Weltklimas wurde in jüngerer Vergangenheit die Notwendigkeit erkannt, den Ausstoß klimarelevanter Spurengase, insbesondere CO_2, zu reduzieren. Ein Weg dazu könnte in der Substitution kohlenstoffreicher durch -arme Energieträger bestehen. Dabei ist der Elektrizitätserzeugungssektor als größter CO_2-Emittent der naheliegendste Kandidat. Um dies von staatlicher Seite zu unterstützen, sind umweltpolitische Instrumente erforderlich, z.B eine CO_2-Steuer. Solche Steuern sind aber nur dann effektiv, wenn der Energieträgermix durch sie hinreichend stark beeinflusst wird. Darüber hinaus muss die Preissensitivität des Energiemix bekannt sein, um den Minderungszielen entsprechende Steuersätze festlegen zu können. Wie stark der Energieträgermix auf solche Steuern reagieren würde bzw. wie hoch die entsprechenden Steuersätze gewählt werden müssten, stellt dabei eine empirische Frage dar. Diese am Beispiel Deutschlands und der USA zu beantworten, ist das Ziel der vorliegenden Arbeit. In ihrem Zentrum steht also die empirische Analyse der Preissensitivität des Energieträgermix im Elektrizitätssektor und damit seine Steuerbarkeit über Preisinstrumente. In methodischer Hinsicht werden ganz überwiegend mikroökonometrische Verfahren angewendet.

Das Ergebnis ist allerdings ernüchternd: Keine der durchgeführten Untersuchungen lieferte Hinweise auf starke Effekte von Brennstoffpreisänderungen auf die Energieträgerwahl im Elektrizitätssektor. Konnte dieses Ergebnis für Deutschland noch mit auf die hier hohe Regulierungsintensität zurückgeführt werden, vermittelte die Analyse für die USA, dass auch technologische Gründe hierfür verantwortlich sind. Die ökologische Effektivität differenzierter Energiesteuern muss daher zurückhaltend beurteilt werden. Das heißt, es müssten sehr hohe Energiesteuern erhoben werden, um eine deutliche CO_2-Minderung zu erzielen. Dies bedeutet letztlich jedoch nichts anderes, als dass die Vermeidungskosten in diesem Fall sehr hoch wären. Zudem erwies es sich als schwierig, aus historischen Daten die zur Festlegung der richtigen Steuersätze notwendigen Preissensitivitäten zuverlässig zu bestimmen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Vor diesem Hintergrund erscheint die nunmehr von der EU getroffene Entscheidung, die CO_2-Emissionen über ein Zertifikatesystem, also ein Mengeninstrument, zu reduzieren, als vermutlich geeignetere Strategie als der Einsatz von Preisinstrumenten. CO_2-Zertifikate zielen nämlich im Gegensatz zu entsprechend differenzierten Energiesteuern nicht explizit auf eine Veränderung des Energiemix ab und erfordern keine Information über Preissensitivitäten, um bestimmte Vermeidungsziele zu realisieren. Gleichwohl werden sich hohe Vermeidungskosten aber auch in einem Zertifikatesystem auswirken. Bei einer durch die Zertifikate festgelegten Emissionsmenge sind die Kosten der CO_2-Reduktion endogen – und möglicherweise überraschend hoch. Die Vermeidung von CO_2-Emissionen im Elektrizitätssektor könnte sich so als unerwartet steiniger Weg erweisen.

Essen, April 2004

Rheinisch-Westfälisches Institut
für Wirtschaftsforschung

Christoph M. Schmidt

Vorwort des Autors

Mein besonderer Dank für ihre Unterstützung in den vergangenen Jahren gilt meinen Betreuern Prof. Dr. Till Requate und Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D. Mit vielen wertvollen Anregungen, genauem und kritischem Lesen meiner Papiere sowie organisatorischer Hilfe haben sie diese Arbeit wesentlich vorangebracht. Darüber hinaus haben Sie es mir ermöglicht, Teile der Arbeit auf internationalen Konferenzen vorzutragen, und mich dabei unterstützt, sie bei Zeitschriften einzureichen.

Ferner gilt mein Dank meinen Kollegen und Kolleginnen am Interdisziplinären Institut für Umweltökonomie sowie den Doktorandinnen und Doktoranden des Graduiertenkollegs „Umwelt- und Ressourcenökonomik“, die durch viele Diskussionen, Anregungen und mit konkreter Hilfe zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen haben. Dies gilt in gleichem Maße für die Mitarbeiter des Lehrstuhls „Ökonometrie“. Bei Alexis Cacouris, Christoph Gähr und Albrecht Bläsi möchte ich mich außerdem für ihre Hilfe bei der Datenaufbereitung bedanken, insbesondere aber bei Susanne Klimpel für das Korrekturlesen der Arbeit und ihre weit darüber hinausgehende Unterstützung.

Heidelberg, Mai 2003

Harald Tauchmann

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Inhaltsverzeichnis

Problemstellung und Aufbau der Arbeit 17

Erstes Kapitel

Grundlagen: naturwissenschaftliche und umweltökonomische Hintergründe . . 19

1. Klimawandel und Treibhauseffekt 19

2. Das Kyoto-Protokoll und seine umweltökonomische Einordnung 22

3. Energiemix und CO_2-Vermeidung 23

4. Energieträgerwahl im Elektrizitätssektor 28

5. Politikinstrumente 30

Zweites Kapitel

Literaturüberblick: ökonometrische Analysen der Energieträgerwahl im Elektrizitätserzeugungssektor 32

1. Abgrenzung der relevanten Literatur 32

2. Makrodatenanalysen 34

3. Mikrodatenanalysen 39

4. Kritische Auseinandersetzung 41
4.1 Datenauswahl 41
4.2 Spezifikation und funktionale Form 42
4.3 Elektrizitätsspezifische Aspekte der Modellierung 44
4.4 CO_2-Emissionen und Energieträgerwahl 46

5. Der Beitrag dieser Arbeit 47

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Drittes Kapitel

Staatliche Regulierung: von der Elektrifizierung zur ökologischen Steuerreform 49

1. Vorgeschichte 49

2. Regulierung nach dem Energiewirtschaftsrecht 52
2.1 Die Phase bis 1995 52
2.2 Liberalisierung ab 1996. 54

3. Direkte Regulierung der Energieträgerwahl 56
3.1 Verstromungsgesetze. 56
3.2 Kernenergiepolitik 59
3.3 Stromeinspeisungsgesetz und EEG 61
3.4 Ökologische Steuerreform. 62

4. Regulierung und Brennstoffmix. 65
4.1 Direkte Einflussnahme. 65
4.2 Indirekte Wirkungen 66
4.3 Zusammenfassung 70

Viertes Kapitel

Querschnittsorientierte Panelanalyse für Deutschland: wie ökologisch ineffektiv ist die „ökologische" Stromsteuer? 71

1. Das ökonometrische Modell. 71
1.1 Diskrete Brennstoffwahl. 72
1.2 Stetige Investitionsentscheidung 73
1.3 Brennstoffwahl gegeben vorhandene Kapazitäten 76

2. Daten 78
2.1 Datenquellen und -probleme 78
2.2 Datenbeschreibung. 79

3. Schätzergebnisse 86
3.1 Kapazitätsgleichungen 87
3.2 Erzeugungsgleichungen 91

4. Zusammenfassung 94

Fünftes Kapitel

Längsschnittorientierte Panelanalyse für Deutschland: die Energiepreissensitivität der Verbundunternehmen 96

1. Deskriptive Analyse 97
1.1 Datenquellen und -probleme 97
1.2 Datenbeschreibung. 98

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

1.2.1 Qualitativer Energiemix 98
1.2.2 Erzeugungskapazitäten 99
1.2.3 Stromerzeugung 103

2. Das ökonometrische Modell 103
2.1 Diskretes Modell der Kapazitätsveränderung 103
2.1.1 Stationarität 104
2.1.2 Diskretisierung der Kapazitätsveränderungen 105
2.1.3 Zeitstruktur der Regressoren 105
2.1.4 Spezifikation der Likelihoodfunktion 106
2.2 Stetiges Modell der Stromerzeugung 108
2.2.1 Stationarität und Kointegration 108
2.2.2 Spezifikation und Schätzmethode 109

3. Schätzergebnisse 110
3.1 Ergebnisse für das diskrete Modell 110
3.2 Ergebnisse für das stetige Modell 114
3.3 Ergebnisinterpretation 117

4. Zusammenfassung 117

Sechstes Kapitel

Strukturmodell für die USA: ökonometrische Analyse kurz- und langfristiger Preiseffekte 119

1. Das theoretische Modell 121
1.1 Ein einfaches kurzfristiges Modell 121
1.2 Kurzfristige marginale Effekte, Elastizitäten und Semielastizitäten . . . 123
1.3 Produktivitäten und Investitionen 124
1.4 Ein Modell des qualitativen Energiemixes 125
1.5 Verknüpfung der Modellkomponenten 127

2. Modellschätzung 128
2.1 Das diskrete Modell 128
2.2 Das stetige Modell 129
2.2.1 Selektionsproblematik 129
2.2.2 Identifikation 132
2.2.3 Effizienz 132

3. Daten und Variablen 133
3.1 Datenquellen 133
3.2 Abhängige Variablen 134
3.3 Erklärende Variablen 135

4. Schätzergebnisse 138
4.1 Das diskrete Modell 138

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

4.2 Das stetige Anteilsmodell 139
4.3 Kurzfristige Semielastizitäten 142
4.4 Langfristige Semielastizitäten 143
4.5 Analyse von CO_2-Effekten 145

5. Zusammenfassung 148

Siebtes Kapitel

Methodischer Exkurs: Effizienz zweistufiger Schätzer für ein System zensierter Gleichungen 149

1. Zweistufige Schätzverfahren 151
1.1 Der SY-Schätzer 151
1.2 Alternativen vom Heckman-Typ 154

2. Vergleich der Schätzverfahren 157
2.1 Vergleichskriterium 157
2.2 Design des Monte Carlo-Experiments 158

3. Simulationsergebnisse 160

4. Zusammenfassung 163

Achtes Kapitel

Zusammenfassende Bewertung 165

Anhang 170

1. Zu: Staatliche Regulierung – ein einfaches Modell 170

2. Zu: Längsschnittorientierte Panelanalyse für Deutschland – Erzeugungskapazitäten und Stromerzeugung der Verbundunternehmen . . . 173
2.1 Schaubilder 173
2.2 Unit-Root-Tests auf Stationarität der im fünften Kapitel verwendeten Zeitreihen 183
2.3 Tests auf kointegrierende Beziehungen zwischen den im fünften Kapitel verwendeten Zeitreihen 191

3. Zu: Strukturmodell für die USA 193
3.1 Definition verschiedener Anteilsvariablen 193
3.2 Summationsbedingungen 193
3.3 Generalisierte Spezifikation 194
3.4 Bedingte Outputanteile 194

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

4. Zum methodischen Exkurs 195
4.1 Analytischer Vergleich des *SY*- und des Heckman-Schätzers 195
4.2 Ansatz für einen GLS-Schätzer 197
4.3 Bedingte Kovarianzen 198
4.4 Tests auf Unverzerrtheit der betrachteten Schätzer 200
4.5 CP-Werte für unterschiedliche Koeffizienten 200
4.6 Ergebnisse von Monte-Carlo-Simulationen zum Vergleich der betrachteten Schätzer 202

Literaturverzeichnis 206

Sachregister 214

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1: Kohlenstoffemissionsfaktoren 26

Tabelle 2: Energieverbrauch in Deutschland 28

Tabelle 3: Anzahl der von Elektrizitätsversorgern eingesetzten Techniken . 82

Tabelle 4: Qualitativer Energiemix nach Outputklassen 83

Tabelle 5: Kapazitäten der untersuchten Unternehmen nach Primärenergieträgern 84

Tabelle 6: Erzeugung der untersuchten Unternehmen nach Primärenergieträgern 85

Tabelle 7: Gini-Koeffizienten der Kapazitäten und Stromerzeugung nach Primärenergieträgern. 86

Tabelle 8: Individuelle Signifikanz der Koeffizienten der Kapazitätsgleichungen 87

Tabelle 9: Gemeinsame Signifikanz von Variablengruppen 88

Tabelle 10: Geschätzte Koeffizienten der Kapazitätengleichungen 89

Tabelle 11: Individuelle Signifikanz der Parameter der Erzeugungsgleichungen 90

Tabelle 12: Geschätzte Koeffizienten der Erzeugungsgleichungen 92

Tabelle 13: Qualitativer Energiemix – durchschnittliche Einsatzhäufigkeit . . 99

Tabelle 14: Gini-Koeffizienten der Kapazität und Erzeugung der Verbundunternehmen 100

Tabelle 15: Verteilung der Erzeugungskapazitäten der Verbundunternehmen nach Techniken 101

Tabelle 16: Anteil an der Gesamterzeugung der Verbundunternehmen nach Brennstoffen 102

Tabelle 17: Testergebnisse für gemeinsame Signifikanz von Variablengruppen im Modell für die Kapazitäten. 111

Tabelle 18: Geschätzte Parameter für die Kapazitätsgleichungen 113

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 19: Geschätzte Parameter für die Erzeugungsgleichungen 114
Tabelle 20: Gemeinsame Signifikanz in einzelnen Gleichungen 115
Tabelle 21: Gemeinsame Signifikanz über Gleichungen 116
Tabelle 22: Qualitativer Energiemix der Elektrizitätserzeugung im untersuchten Datensatz. 134
Tabelle 23: Qualitative Brennstoffmuster der betrachteten Unternehmen . . 135
Tabelle 24: Outputanteile nach Brennstoffen 136
Tabelle 25: Outputanteile nach Brennstoffen, bedingt auf deren Einsatz . . . 136
Tabelle 26: Geschätzte Koeffizienten des simultanen Probit-Modells 139
Tabelle 27: Geschätzte Korrelationen der Störterme im simultanen Probit-Modell 139
Tabelle 28: Geschätzte Parameter des stetigen Modells 141
Tabelle 29: Kurzfristige durchschnittliche Preiseffekte auf die Outputanteile betroffener Unternehmen 142
Tabelle 30: Kurzfristige durchschnittliche Output-gewichtete Preiseffekte auf die Outputanteile aller betrachteten Unternehmen 143
Tabelle 31: Langfristige durchschnittliche, ungewichtete Preiseffekte auf die Outputanteile 144
Tabelle 32: Langfristige durchschnittliche Ouput-gewichtete Preiseffekte auf die Outputanteile 145
Tabelle 33: Kurzfristige durchschnittliche Preiseffekte auf Inputanteile und Kohlenstoffgehalt betroffener Unternehmen 146
Tabelle 34: Kurzfristige durchschnittliche Preiseffekte auf Inputanteile und Kohlenstoffgehalt aller betrachteten Unternehmen 147
Tabelle 35: Langfristige durchschnittliche Preiseffekte auf Inputanteile und Kohlenstoffgehalt aller betrachteten Unternehmen 147
Tabelle 36: Vergleich unterschiedlicher Schätzer durch Monte Carlo-Simulation 161
Tabelle 37: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der Kapazitäten 183
Tabelle 38: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der logarithmischen Kapazitäten 183
Tabelle 39: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der Kapazitäten 184
Tabelle 40: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der logarithmischen Kapazitäten 184
Tabelle 41: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der Erzeugung 185

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 42: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der logarithmischen Erzeugung 185

Tabelle 43: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der Erzeugung 186

Tabelle 44: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der logarithmischen Erzeugung 186

Tabelle 45: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der erklärenden Variablen 187

Tabelle 46: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der nicht-spezifischen Kapazitäten 187

Tabelle 47: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der logarithmischen erklärenden Variablen 188

Tabelle 48: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der logarithmischen nicht-spezifischen Kapazitäten. 188

Tabelle 49: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der erklärenden Variablen 189

Tabelle 50: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der nicht-spezifischen Kapazitäten 189

Tabelle 51: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der logarithmischen erklärenden Variablen 190

Tabelle 52: Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der logarithmischen nicht-spezifischen Kapazitäten . 190

Tabelle 53: Ergebnisse von Phillips-Ouliaris-Tests auf kointegrierende Beziehung zwischen Erzeugung und spezifischen Kapazitäten 191

Tabelle 54: Ergebnisse von Phillips-Ouliaris-Tests auf kointegrierende Beziehung zwischen logarithmischer Erzeugung und logarithmischen spezifischen Kapazitäten 191

Tabelle 55: Ergebnisse von Phillips-Ouliaris-Tests auf kointegrierende Beziehung zwischen Erzeugung und Nachfrage sowie Kapazitäten . 192

Tabelle 56: Ergebnisse von Phillips-Ouliaris-Tests auf kointegrierende Beziehung zwischen logarithmischer Erzeugung und logarithmischer Nachfrage sowie logarithmischen Kapazitäten. 192

Tabelle 57: Testergebnisse von Chi-Quadrat-Tests auf Unverzerrtheit verschiedener Schätzer 200

Tabelle 58: Geschätzte CP-Werte für unterschiedliche Koeffizienten 201

Tabelle 59: Geschätzte CP-Werte für Null-Koeffizienten 201

Tabelle 60–67: Testergebnisse bezüglich Unterschieden in CP-Werten 202

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Verzeichnis der Schaubilder

Schaubild 1: Standardmäßige Monopollösung 68
Schaubild 2: „Regulatorische“ Lösung. 69
Schaubild 3: Randlösung 69
Schaubild 4: Anteil der Energieträger an der Stromerzeugung in Deutschland 80
Schaubild 5: Brennstoffpreise in Deutschland. 81
Schaubild 6: Brennstoffpreise in den USA 137
Schaubild 7: Bedingter Erwartungswert ± Standardfehler im SY- und im Heckman-Modell 153
Schaubild 8: RWE – Kapazitäten und Erzeugung 173
Schaubild 9: PreussenElektra – Kapazitäten und Erzeugung 174
Schaubild 10: VEAG – Kapazitäten und Erzeugung 175
Schaubild 11: Bayernwerk – Kapazitäten und Erzeugung 176
Schaubild 12: VEW – Kapazitäten und Erzeugung. 177
Schaubild 13: Energieversorgung Schwaben – Kapazitäten und Erzeugung . . . 178
Schaubild 14: Badenwerk – Kapazitäten und Erzeugung 179
Schaubild 15: Hamburgische Electricitätswerke – Kapazitäten und Erzeugung . 180
Schaubild 16: Bewag – Kapazitäten und Erzeugung 181
Schaubild 17: Verbundunternehmen insgesamt – Kapazitäten und Erzeugung . 182

Verzeichnis der Übersichten

Übersicht 1: Untersuchungen zur Brennstoffwahl im Elektrizitätssektor. . . . 33
Übersicht 2: Multivariate Varianten des Heckman-Schätzers 155

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Problemstellung und Aufbau der Arbeit

Vor dem Hintergrund einer drohenden, durch anthropogene Einflüsse verursachten Veränderung des Weltklimas wurde in jüngerer Vergangenheit die Notwendigkeit erkannt, den Ausstoß klimarelevanter Spurengase zu reduzieren. Ein Weg zur Vermeidung des bedeutendsten Klimagases CO_2 könnte in der Substitution kohlenstoffreicher durch kohlenstoffarme Energieträger bestehen. Dabei ist der Elektrizitätserzeugungssektor als größter CO_2-Emittent der naheliegendste Kandidat für Substitutionsvorgänge dieser Art. Um von staatlicher Seite eine entsprechende CO_2-mindernde Energieträgersubstitution durchzusetzen, sind umweltpolitische Instrumente erforderlich. Differenzierte Energiesteuern, z.B. eine CO_2-Steuer, könnten dazu dienen. Solche Steuern sind aber nur dann effektiv, wenn der Energieträgermix durch sie hinreichend stark beeinflusst wird. Darüber hinaus muss die Preissensitivität des Energiemix bekannt sein, um den Minderungszielen entsprechende Steuersätze festlegen zu können. Ob und ggf. wie stark der Energieträgermix auf solche Steuern reagieren würde bzw. wie hoch die entsprechenden Steuersätze gewählt werden müssten, stellt dabei eine empirische Frage dar. Diese zu beantworten, ist das Ziel dieser Arbeit. In ihrem Zentrum wird also die empirische Analyse der Preissensitivität des Energieträgermix im Elektrizitätssektor stehen und damit seine Steuerbarkeit über Preisinstrumente. In methodischer Hinsicht werden für diese Untersuchung ganz überwiegend mikroökonometrische Verfahren verwendet werden.

Die Arbeit gliedert sich wie folgt: Das erste Kapitel erläutert knapp die naturwissenschaftlichen Grundlagen des anthropogen verursachten Klimawandels. Außerdem wird die Vermeidungsstrategie, den CO_2-Ausstoß des Elektrizitätssektors über einen veränderten Energiemix zu reduzieren, in die umweltpolitische bzw. umweltökonomische Debatte eingeordnet und kurz auf alternative Politikinstrumente zur Erreichung dieses Ziels eingegangen. Das zweite Kapitel sichtet die bereits vorhandene ökonometrische Literatur zum Thema, diskutiert sie kritisch und leitet aus den Defiziten des bisherigen Forschungsstands das Programm für die angewandten Teile dieser Arbeit ab. Das dritte Kapitel betrachtet das regulatorische Umfeld der deutschen Elektrizi-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tätsversorgung. Dabei wird in erster Linie deskriptiv vorgegangen. Anhand eines einfachen theoretischen Modells werden jedoch auch mögliche Wirkungen auf die Energieträgerwahl der Elektrizitätsversorger untersucht.

Die drei folgenden Kapitel sind angewandte ökonometrische Arbeiten. Das vierte Kapitel analysiert zunächst die Energieträgerwahl deutscher Elektrizitätserzeuger anhand eines Paneldatensatzes, der fast alle Unternehmen des Sektors umfasst, jedoch nur aus wenigen Panelwellen besteht. Die Untersuchung unterscheidet dabei zwischen Investitionsentscheidungen, d.h. dem Aufbau von Kapazitäten für den Einsatz bestimmter Energieträger, und kurzfristigen Brennstoffnachfrageentscheidungen gegeben die vorhandenen Kapazitäten. Das fünfte Kapitel führt eine vergleichbare Untersuchung für wenige große Elektrizitätserzeuger durch, diese werden aber über einen vergleichsweise langen Zeitraum betrachtet. Der verwendete Paneldatensatz nimmt somit stärker Längsschnittcharakter an. Daher wird auch methodisch stärker auf den Zeitreihencharakter der Daten eingegangen. Das sechste Kapitel untersucht die Energieträgerwahl amerikanischer Elektrizitätserzeuger. Im Gegensatz zu den beiden vorangegangenen Kapiteln wird der Analyse kein Panel, sondern ein Querschnittsdatensatz zugrunde gelegt. Außerdem stützt sich die Untersuchung auf ein ökonomisches Strukturmodell. Im Vordergrund steht wieder die Betrachtung langfristiger Investitions- und kurzfristiger Brennstoffnachfrageentscheidungen, wobei insbesondere der diskrete Aspekt des Investitionsverhaltens herausgehoben wird. Unter methodischem Blickwinkel bildet die Verknüpfung eines mehrdimensionalen diskreten Entscheidungsproblems mit einem stetigen Mehrgleichungsmodell den Schwerpunkt dieses Kapitels. An dieses Problem knüpft auch das rein methodische siebte Kapitel an. Dort werden die Eigenschaften des im vorangegangenen Kapitel verwendeten Schätzers mit denen verwandter Methoden und eines jüngst in der Literatur vorgeschlagenen Ansatzes verglichen. Dazu werden analytische und Simulationstechniken verwendet. Das achte Kapitel fasst die Ergebnisse der Arbeit zusammen und diskutiert ihre umweltpolitischen Implikationen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Erstes Kapitel

Grundlagen: naturwissenschaftliche und umweltökonomische Hintergründe

1. Klimawandel und Treibhauseffekt

Seit den achtziger Jahren wird eine mögliche Veränderung des Weltklimas durch anthropogene Einflüsse diskutiert. Dabei wurde insbesondere eine Erwärmung der Erde über den „anthropogenen Treibhauseffekt" befürchtet. Wegen der außerordentlich großen Komplexität des Klimasystems der Erde bestand zu Beginn der Auseinandersetzung mit dem Problem erhebliche Unsicherheit darüber, ob sich ein anthropogener Einfluss tatsächlich nachweisen lässt. Inzwischen hat sich der wissenschaftliche Kenntnisstand stark verbessert, und ein anthropogener Einfluss auf das Klima ist kaum mehr strittig[1].

Die naturwissenschaftlichen Grundlagen des Treibhauseffekts sind in ihren Grundzügen allerdings schon seit dem frühen neunzehnten Jahrhundert bekannt (Schönwiese 1997: 1). Sie lassen sich in folgender Weise knapp charakterisieren: Die kurzwellige Strahlung der Sonne wird, sofern sie nicht reflektiert wird, an der Erdoberfläche absorbiert und in Form langwelliger Wärmestrahlung wieder abgestrahlt. Während die Atmosphäre die kurzwellige Sonneneinstrahlung weitgehend ungehindert passieren lässt, absorbieren Spurengase – nicht aber Stickstoff (N_2) und Sauerstoff (O_2), die zusammen ca. 99 % der Atmosphäre ausmachen – einen Teil der langwelligen Abstrahlung. Damit die Erde in einem Strahlungsgleichgewicht[2] verbleibt, muss die absorbierte Wärme auch von den Spurengasmolekülen wieder abgegeben werden. Diese

[1] Der Erkenntnisfortschritt in diesem Bereich spiegelt sich in den Berichten des *IPCC* (*Intergovernmental Panel on Climate Change*) wider (Houghton et al. 1990; 1996; 2001). Auf die naturwissenschaftlichen Grundlagen des Treibhauseffekts wird unten näher eingegangen.

[2] In einem Strahlungsgleichgewicht wird ebensoviel Energie abgestrahlt, wie von der Sonne eingestrahlt wird. Wäre dies nicht der Fall und eine Abstrahlung würde durch Treibhausgase tatsächlich verhindert (wie vereinfachend oft behauptet wird), befände sich das Weltklima auch bei konstanter Spurengaskonzentration in einem nichtstationären Zustand, d.h. die Erde unterläge einem unaufhaltsamen Aufheizungsprozess.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Abstrahlung in den Weltraum erfolgt – auch aufgrund der guten Durchmischung der Troposphäre[3] – zu einem Großteil weit oberhalb der Erdoberfläche. Dabei ist die Energieabstrahlung eines Gases aber an seine Temperatur gekoppelt[4]. Die Luftschichten, aus denen die Abstrahlung in den Weltraum effektiv erfolgt, müssen daher in einem Strahlungsgleichgewicht eine höhere Temperatur annehmen, als wenn die Abstrahlung direkt von der Erdoberfläche erfolgen würde. Sie erwärmen sich folglich aufgrund der Anwesenheit von Spurengasen. Als weiterer wichtiger Aspekt der Atmosphärenphysik kommt nun hinzu, dass in der Troposphäre ein den relativen Druckverhältnissen entsprechendes Temperaturgefälle herrschen muss, d.h. die Troposphäre wird mit nach oben abnehmendem Luftdruck relativ kälter. Eine Erwärmung höherer Luftschichten geht daher notwendigerweise mit einem Temperaturanstieg in der bodennahen Atmosphäre einher. Der Treibhauseffekt beruht also nicht auf einem Strahlungsungleichgewicht. Er verschiebt das Strahlungsgleichgewicht der Erde aber in einen Zustand, der durch höhere Temperaturen in der unteren Atmosphäre gekennzeichnet ist (vgl. z.B. Moslener 2003: 14–18 für eine detailliertere Darstellung).

Der natürliche Treibhauseffekt ist zentral für ein Weltklima, das Leben in uns vertrauter Form möglich macht. So bewirkt die unter natürlichen Bedingungen[5] in der Atmosphäre vorkommende Konzentration von Spurengasen, v.a. Wasserdampf (H_2O), aber auch Kohlendioxid (CO_2), Ozon (O_3), Methan (CH_4) und Lachgas (N_2O) (Houghton et al. 2001: 24) eine um ca. 30 °C höhere durchschnittliche Oberflächentemperatur, als sie ohne den natürlichen Treibhauseffekt herrschen würde (UNEP 1999: 4). Durch menschliche Aktivitäten kann es allerdings zu einer Verstärkung, d.h. zu einem anthropogenen Treibhauseffekt, kommen, wenn diese mit einer zusätzlichen Abgabe klimarelevanter Spurengase in die Atmosphäre verbunden sind. Tatsächlich werden CO_2 durch Verbrennung fossiler Energieträger und das Roden von Wäldern, CH_4 durch Reisanbau, das Halten von Wiederkäuern sowie das Anlegen von Mülldeponien und vermutlich auch N_2O durch den Einsatz von Stickstoffdünger in großem Umfang auf nicht natürliche Weise freigesetzt. Außerdem entwickeln nicht in der Natur vorkommende, künstlich synthetisierte Stoffe eine intensive Treibhauswirkung. Dies gilt vor allem für Fluorchlorkohlenwasserstoffe (FCKW). Schließlich wird für weitere emittierte Substanzen mit klimaverändernden Wirkungen gerechnet, z.B. für Sulfate, Rußpartikel, flüchtige organi-

[3] Als Troposphäre bezeichnet man die unterste Schicht der Atmosphäre bis ca. 10 km Höhe, in der sich fast alle wetter- und klimawirksamen Vorgänge abspielen.

[4] Nach dem Stefan-Bolzmann-Gesetz ist die Energieabstrahlung eines Gases proportional zur vierten Potenz seiner Temperatur.

[5] Was als „natürliche Bedingungen" angesehen werden kann, ist nicht notwendigerweise klar. So war der Klimazustand der Erde selbst seit Existenz des Menschen erheblichen Schwankungen (z.B. Eiszeiten) unterworfen. I.d.R. dient der vermutete Zustand vor Beginn der Industrialisierung als Referenzsituation.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sche Verbindungen, Staub u.a. Auch Ozon spielt für den Treibhauseffekt eine Rolle. Es wird zwar direkt kaum emittiert, aber in Folge der Emission anderer Stoffe – insbesondere von Stickoxiden (NO_x) und FCKW – in der Stratosphäre zerstört und in der Troposphäre gebildet. Im Zusammenhang mit einigen dieser Stoffe werden auch Temperatur senkende Effekte vermutet. Ihre Klimawirkungen sind aber weit weniger gut verstanden und erforscht als die von CO_2, CH_4, N_2O und FCKW (Hougthon et al. 2001: 37). Vor dem Hintergrund dieser Überlegungen muss daher mit einem anthropogen verursachten Klimawandel gerechnet werden.

Tatsächlich stützen empirische Beobachtungen diese Erwartung. So hat die Konzentration von CO_2 in der Atmosphäre seit 1750 – dem ungefähren Beginn der Industrialisierung – um etwa 31 % zugenommen und damit das höchste Niveau der letzten 420 000, vermutlich sogar der letzten 20 Mill. Jahre erreicht (Hougthon et al. 2001: 39). Die Methankonzentration hat sich im gleichen Zeitraum sogar um etwa 150 % erhöht und ist damit ebenfalls auf ein in den letzten Jahrhunderttausenden nicht gekanntes Niveau angestiegen (Hougthon et al. 2001: 41). Parallel dazu hat sich die mittlere Oberflächentemperatur der Erde während des zwanzigsten Jahrhunderts um etwa 0,6 °C[6] erhöht. Dies ist der vermutlich stärkste Temperaturanstieg innerhalb eines Jahrhunderts, der in den letzten tausend Jahren aufgetreten ist. Zudem waren die neunziger Jahre vermutlich das wärmste Jahrzehnt und 1998 das wärmste Jahr des letzten Jahrtausends (Hougthon et al. 2001: 3). Vor diesem Hintergrund kommen die meisten Klimamodelle zu dem Ergebnis, dass – auch dann wenn natürliche Ursachen für Klimaschwankungen mit berücksichtigt werden – der empirisch beobachtete Temperaturanstieg im Wesentlichen auf den theoretisch vorhergesagten, anthropogenen Treibhauseffekte zurückzuführen ist (Hougthon et al. 2001: 61).

Während somit weitgehende Übereinstimmung darüber besteht, dass eine anthropogen verursachte globale Erwärmung vor sich geht, herrscht über ihr zu erwartendes Ausmaß, insbesondere aber bezüglich ihrer Folgen weit größere Unklarheit. So gehen die Prognosen verschiedener Klimamodelle über die zu erwartende Erwärmung recht weit auseinander und prognostizieren einen Anstieg der globalen Durchschnittstemperatur bis 2100 zwischen 1,4 °C und 5,8 °C (Hougthon et al. 2001: 13). Die zu erwartenden Klimaänderungen werden zudem regional voraussichtlich sehr unterschiedlich ausfallen. Dabei kann es lokal durchaus zu Verbesserungen der natürlichen Lebensbedingungen damit auch zu lokalen „Gewinnern" einer globalen Klimaveränderung kommen. Die potenziellen negativen Auswirkungen stehen jedoch meist im Vordergrund der Betrachtung[7]. So werden u.a. ein Anstieg des Meeresspie-

[6] 0,6 ± 0,2 °C stellt das 0.95-Konfidenzintervall dar.

[7] Eine Anpassung an neue Klimabedingungen ist, selbst wenn diese in mancher Hinsicht „besser" als die alten erscheinen, mit großen Kosten verbunden. So sind viele biologische Systeme, z.B.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gels verbunden mit drohenden Überflutungen küstennaher Gebiete, die Zunahme von extremen Wetterereignissen wie Stürmen, Dürren oder Überschwemmungen, regionale Trinkwasserknappheit und die Ausbreitung der Wüstengürtel, das Vordringen von Tropenkrankheiten in die gemäßigten Breiten, aber auch das „Versiegen" des Golfstroms und eine damit verbundene dramatische Abkühlung des Klimas in Europa als mögliche negative Auswirkungen einer Klimaveränderung diskutiert.

2. Das Kyoto-Protokoll und seine umweltökonomische Einordnung

Trotz der bestehenden Unsicherheit über Ausmaß und Folgen einer Klimaveränderung sowie die damit verbundenen Kosten erschienen die möglicherweise katastrophalen Auswirkungen so bedrohlich, dass Maßnahmen zur Reduktion klimaschädigender Emissionen gefordert und schließlich auch beschlossen wurden. Als entscheidender Schritt auf diesem Weg kann das auf der Klima-Konferenz von Kyoto 1997 verabschiedete sog. *Kyoto-Protokoll* betrachtet werden. In dieser internationalen Übereinkunft verpflichteten sich die meisten Industriestaaten für die Periode 2008–2012 zu einer, gemessen am Basisjahr 1990, substanziellen Verringerung ihrer Treibhausgasemissionen (UNFCCC 1997: 28). Nach mehreren Folgekonferenzen und einigen Rückschlägen, insbesondere dem Ausstieg der USA aus dem *Kyoto-Protokoll*, kann für das Jahr 2004 mit seiner Ratifizierung gerechnet werden. Für viele Industrieländer ergeben sich damit Verpflichtungen, ihre Treibhausgasemissionen zu reduzieren[8].

Aus umweltökonomischer Perspektive erscheint das Ergreifen (internationaler) politischer Maßnahmen zur Reduktion von Treibhausgasen gerechtfertigt. Das Weltklima – bzw. sein Schutz – stellt in fast idealtypischer Weise ein öffentliches Gut dar. So tragen einzelne Emittenten (bzw. einzelne Staaten) zwar die vollen Kosten einer Verringerung ihrer Emissionen. Ihr Beitrag zum globalen Klimaschutz und damit auch der individuelle Nutzen aus eigener Vermeidung ist aber i.d.R. vernachlässigbar klein. Es besteht daher für niemanden (auch nicht für die meisten Einzelstaaten) ein individueller Anreiz zur Reduktion von Klimagasemissionen. Um gemeinsame Klimaschutzbemühungen durchzusetzen, die global zu einem Wohlfahrtsgewinn führen würden,

Ökosysteme, aber auch Arten und Organismen, in kurzer Frist zu einer solchen Anpassung nicht in der Lage und verschwinden. Auch für menschliche Populationen, die ihre Kulturen den Klimabedingungen der Vergangenheit angepasst haben, ist die Adaption an neue Lebensbedingungen mit erheblichen Problemen verbunden.

8 Inwieweit dies tatsächlich eine reale Emissionsreduzierung nötig machen wird, ist allerdings umstritten. Da auf der Klimakonferenz von Marrakesch freie Handelbarkeit von Emissionsrechten vereinbart wurde, Russland jedoch über weit mehr Rechte verfügt, als seine Emissionen selbst bei starkem Wirtschaftswachstum betragen werden, kann die effektive Reduktion sehr gering ausfallen (z.B. Böhringer, Vogt 2002).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ist also ein Regulator oder eine Verhandlungslösung im Sinne des *Coase-Schweizer-Theorems* (z.B. Requate 1999: 26ff.) gefragt. Da supranational kein entsprechender handlungsfähiger Regulator existiert, erscheint eine Vereinbarung wie das *Kyoto-Protokoll* für eine Einigung zwischen emittierenden Ländern konsequent. Innerhalb ihrer Grenzen werden sich die Staaten allerdings als Regulatoren betätigen müssen, da dort wegen der riesigen Zahl von Betroffenen Verhandlungslösungen nicht praktikabel erscheinen.

In welchem Umfang Emissionsverminderungen durchgeführt werden sollten, stellt dagegen eine weit schwierigere Frage dar. Um diese zu beantworten, müssten sowohl die (Grenz-)Kosten der Vermeidung als auch die (Grenz-) Schäden der Emission von Klimagasen bekannt sein. Dies ist nicht der Fall, insbesondere in Hinblick auf die Schadensseite herrscht, wie bereits diskutiert, große Unsicherheit. Die im *Kyoto-Protokoll* vorgegebenen Vermeidungsziele sind daher sicherlich nicht optimal. Aufgrund der Unsicherheiten bezüglich des optimalen Vermeidungsniveaus ganz auf entsprechende Anstrengungen zu verzichten, kann allerdings keinen Anspruch auf größere Nähe zum optimalen Verhalten erheben. Im Weiteren wird das optimale Vermeidungsniveau daher nicht mehr problematisiert. Der Fokus der Arbeit liegt vielmehr auf der Frage, wie gegebene Vermeidungsziele erreicht werden können.

3. Energiemix und CO_2-Vermeidung

Im *Kyoto-Protokoll* werden sechs klimarelevante Gase genannt (UNFCCC 1997: 27). Kohlendioxid wird aber besondere Beachtung geschenkt[9], was auch für die allgemeine Diskussion der Klimaproblematik gilt. Tatsächlich ist Kohlendioxid nach aktuellem Kenntnisstand das für den anthropogenen Klimawandel bedeutendste Treibhausgas (z.B. Hougthon et al. 2001: 37). Es entsteht anthropogen verursacht – d.h. außerhalb des natürlichen Kohlenstoffkreislaufs – ganz überwiegend bei der Verbrennung fossiler Energieträger. Die Problematik des anthropogenen Klimawandels ist daher eng mit dem Verbrauch von Energie verknüpft. Aus diesem Blickwinkel lassen sich mögliche Strategien zur Reduktion von CO_2-Emissionen anhand einer einfachen Dekomposition illustrieren:

$$CO_2 = \frac{CO_2}{\text{Kohlenstoff}} \times \frac{\text{Kohlenstoff}}{\text{Energie}} \times \frac{\text{Energie}}{\text{Output}} \times \text{Output}.$$

Die vier Faktoren dieser Aufspaltung können als Ansatzpunkte zur Verminderung des CO_2-Ausstoßes interpretiert werden. Im Folgenden werden diese

[9] Insbesondere wird die Treibhauswirkung anderer Klimagase in CO_2-Äquivalente umgerechnet. Ob dies in sinnvoller Weise möglich ist, kann allerdings bestritten werden (Moslener, Requate 2001).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

vier möglichen Vermeidungsstrategien einzeln diskutiert. Allerdings sind sie im ökonomischen oder technologischen Sinne nicht notwendigerweise unabhängig. Nichtsdestotrotz greift diese Dekomposition vorgeschlagene Vermeidungsstrategien auf und kann dadurch zur ihrer Systematisierung beitragen.

So könnte beispielsweise eine Vermeidungsstrategie in der Reduzierung des CO_2-Ausstoßes relativ zu der in den verbrauchten Energieträgern enthaltenen Kohlenstoffmenge, also in einer Senkung des Faktors CO_2/Kohlenstoff, bestehen. Eine solche Strategie ließe sich mit klassischen *end-of- pipe*-Techniken, die entstandenes CO_2 zurückhalten, oder integrierten Verfahren, die Produktionsprozesse so steuern, dass ein chemisch anderes Abfallprodukt als CO_2 anfällt, identifizieren. Für Kohlendioxid existieren solche Verfahren aber so gut wie nicht. Da eine Wärme liefernde, vollständige Oxidation von Kohlenwasserstoffen (also auch von fossilen Energieträgern) grundsätzlich zu den chemischen Endprodukten H_2O und CO_2 führt, sind integrierte Vermeidungstechniken, die ein weniger problematisches Abfallprodukt als CO_2 zurücklassen, technisch fast nicht realisierbar. Es wurden zwar Verfahren diskutiert, die nur den Wasserstoffanteil fossiler Energieträger oxidieren, den Kohlenstoff aber als Abfallprodukt zurückhalten. Die Kosten dieser unvollständigen Oxidation der Energieträger sind aber – auch in Form entgangener Energieausbeute – sehr hoch. Solange Kohle – d.h. potenziell reiner Kohlenstoff – zur Verbrennung und Energiegewinnung gefördert wird, ist dieser Ansatz aus ökonomischer Perspektive nicht sinnvoll.

Auch *end-of-Pipe*-Techniken wurden diskutiert, so z.B. das Ausfrieren und anschließende Versenken von CO_2 in der Tiefsee (z.B. Herzog et al. 2000). Durch das aufwendige Ausfrieren fällt die Energiebilanz dieser Entsorgungsstrategie jedoch sehr schlecht aus. Selbst ohne Berücksichtigung der Risiken einer solchen Endlagerung erscheint dieses Vorgehen daher prohibitiv teuer. *End-of-pipe*-Verfahren blieben daher – zumindest bislang – auf sehr spezielle Anwendungen beschränkt, z.B. das Einleiten von Kohlendioxid in abgebaute untermeerische Erdgas- oder Erdölfelder, die anderenfalls anders aufgefüllt werden müssten. Da integrierte und *end-of-pipe*-Techniken zur CO_2-Vermeidung somit allein aus naturwissenschaftlich-technischem Blickwinkel wenig Perspektive zu bieten scheinen, wird sich diese Arbeit nicht weiter mit ihnen auseinandersetzen.

Eine andere Vermeidungsstrategie könnte in der Senkung des Faktors Energie/Output, also in einer Verringerung der pro produzierter Einheit verbrauchten Energiemenge bestehen. Diese Strategie kann mit der Steigerung der Energieeffizienz bzw. „Energiesparen“ identifiziert werden. Da Unternehmen aber unabhängig von möglichen Umweltwirkungen ein Interesse daran haben müssten, Energiekosten zu minimieren, dürften die Möglichkeiten, die Energieeffizienz über ein Vermeiden von „Energieverschwendung“

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zu steigern, sehr begrenzt sein[10]. Neben Energie sparendem technischen Fortschritt ist daher v.a. in der Substitution von Energie durch andere Produktionsfaktoren – in erster Linie Kapital – ein Weg zu größerer Energieeffizienz zu sehen. Dies kann sich beispielsweise in der Installation verbesserter Verbrennungsanlagen ausdrücken. Wie einfach solche Substitutionsvorgänge durchzuführen sind und dieser zweifellos wichtige Weg zur CO_2-Reduktion beschritten werden kann, wurde, insbesondere auf makroökonomischer Ebene, intensiv empirisch untersucht (z.B. Thompson, Taylor 1995; Kemfert, Welsch 2000). Da also die Debatte zur Substituierbarkeit von Energie und Kapital bereits intensiv geführt wurde, wird dieser Aspekt nicht im Zentrum dieser Arbeit stehen. Sie wird sich vielmehr auf Ansätze zur CO_2-Reduktion konzentrieren, die in der empirischen Literatur bisher weniger stark beleuchtet wurden.

Auch eine Reduktion der zur Verfügung stehenden Gütermenge („*Output*"), also Konsumverzicht, wurde in der öffentlichen Diskussion als möglicher Weg zur Vermeidung von umweltschädlichen Emissionen propagiert. Dieser Ansatz erscheint aus ökonomischer Perspektive allerdings nicht unproblematisch. Einerseits ist auf aggregierter Ebene jede Emissionsvermeidung, die Kosten verursacht, unweigerlich mit Konsumverzicht verbunden. Ein Output bzw. Konsumrückgang ist aus theoretischer Sicht daher nicht unbedingt eine eigenständige Vermeidungsstrategie, sondern Folge jeder Emissonsvermeidung – die hier dargestellten „Vermeidungsstrategien" sind wie gesagt nicht unabhängig. Andererseits ist aus Sicht der Umweltökonomie die Minimierung von Vermeidungskosten – und damit mittelbar auch des Konsumrückgangs – ein zentraler Aspekt jeder rationalen Vermeidungsstrategie. Verzicht ist aus dieser Perspektive eine unerwünschte, wenn auch unvermeidbare Begleiterscheinung der Verringerung von CO_2-Emissionen. Wird Verzicht dagegen zu einem ethischen Prinzip erhoben, das den Weg zu geringeren Emissionen und einer besseren Umwelt weist, ist dies aus ökonomisch-theoretischer Sicht nur bedingt nachzuvollziehen, in der öffentlichen Diskussion aber zumindest von pädagogischer Bedeutung. Eine explizit auf Produktions- und Konsumverzicht zielende Vermeidungsstrategie erscheint allerdings auch politisch kaum durchsetzbar. Wegen ihrer geringen politischen Relevanz und mangelnden theoretischen Begründung wird auch dieser Ansatz im Weiteren nicht intensiver untersucht.

Schließlich kann auch in einer Senkung des Faktors Kohlenstoff/Energie, also der Verringerung des Kohlenstoffgehalts der verbrauchten Energieträger, eine Strategie zur Verringerung von CO_2-Emissionen gesehen werden. Die

[10] Für Haushalte gilt dies aus theoretischer Sicht gleichermaßen. Da Haushalte aber über ihren Energieverbrauch und Energiesparmöglichkeiten oft nur sehr schlecht informiert sind, ist nicht auszuschließen, dass hier häufig sog. „Win-Win" Situationen bestehen, d.h. dass sich durch Energiesparmaßnahmen sowohl Emissionen als auch Kosten mindern lassen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1

Kohlenstoffemissionsfaktoren

Primärenergieträger	tC/TJ
Braunkohle	27,6
Steinkohle (Anthrazit)	26,8
Mineralöl (Diesel)	20,2
Erdgas	15,3
Kernenergie	0,0
Wind-, Wasser-, Sonnenenergie	0,0
Biomasse	(29,9)

Nach Angaben in IEA 1997 und eigene Ergänzungen.

RWI ESSEN

Kohlenstoffanteile verschiedener Primärenergieträger sind allerdings natürliche, durch die chemische Struktur der Brennstoffe bestimmte Parameter. Tabelle 1 listet für wichtige Primärenergieträger entsprechende Kohlenstoffemissionsfaktoren[11] auf. Diese geben den Kohlenstoffgehalt eines Brennstoffs – gemessen in Tonnen Kohlenstoff (tC) – in Relation zu der bei seinem Einsatz freiwerdenden Energie (TJ)[12], also nicht pro Masseneinheit, an. Dies erleichtert den Vergleich der CO_2-Emissionen, die beim Einsatz alternativer Primärenergieträger entstehen, erheblich. Die Werte stellen lediglich Durchschnitte bzw. eine Auswahl aus einer sehr viel größeren Bandbreite von Emissionsfaktoren dar, da sich die Kohlenstoffanteile verschiedener Arten von Kohle, Gas oder Mineralöl – grundsätzlich auch die jeder einzelnen Kohle-, Öl- oder Gaslagerstätte – zumindest leicht unterscheiden. Dies gilt natürlich auch für die verschiedenen, durch Weiterverarbeitung entstehenden Produkte wie Benzin, Kerosin, Raffineriegas usw. Trotzdem machen die angegebenen Faktoren die zentralen, qualitativen Unterschiede zwischen den Brennstoffen deutlich: Unter den fossilen Energieträgern hat Kohle und insbesondere Braunkohle pro Energieeinheit den höchsten Kohlenstoffgehalt. Öl weist einen mittleren Gehalt auf, und Erdgas verfügt über den mit Abstand kleinsten Emissionsfaktor unter den fossilen Brennstoffen. Die Nutzung von Kernenergie sowie Wind-, Wasser- und Sonnenergie verursacht keine direkten[13] CO_2-

[11] Bei vollständiger Oxidation werden pro Masseeinheit Kohlenstoff eines Energieträgers ca. 3,67 Masseeinheiten CO_2 freigesetzt, da die häufigsten Kohlenstoff- bzw. Sauerstoffisotope die Atomgewichte 12 bzw. 16 besitzen. Die Faktoren sind also mit 3,67 zu multiplizieren, um zu CO_2-Emissionsfaktoren (tCO_2/TJ) zu gelangen.

[12] Zur Notation: TJ bezeichnet Tera-Joule, wobei (T) für Tera gleich 10^{12} steht. Analog bezeichnen Kilo (K) 10^3, Mega (M) 10^6, Giga (G) 10^9 und Peta (P) 10^{15}. Diese Abkürzungen gelten nicht nur in Zusammenhang mit Joule sondern auch mit anderen Einheiten wie z.B. Watt (W) oder Wattstunden (Wh). Im Übrigen entsprechen 3,6 GWh einem TJ.

[13] Dass mittelbar bei der Errichtung entsprechender Anlagen zur Energiegewinnung CO_2 emittiert wird, ist zweifellos richtig. Dies gilt jedoch für alle Energieträger und spielt für diese Betrachtung keine Rolle.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Emissionen, da in diesen Fällen Energie nicht chemisch und damit nicht über die Oxidation von Kohlenstoffverbindungen gewonnen[14] wird. Die Verbrennung von Biomasse ist wiederum mit einer sehr hohen Abgabe von CO_2 bezogen auf die Energieausbeute verbunden. Trotzdem unterscheiden sich diese Emissionen grundsätzlich von solchen, die aus fossilen Energieträgern stammen. Da Biomasse über Photosynthese aus dem CO_2 der Atmosphäre gebildet wird, ist deren Verbrennung Teil des natürlichen Kohlenstoffkreislaufs. Sie trägt damit nicht zum anthropogenen Treibhauseffekt bei, solange eine Regeneration der Biomasse erfolgt. Dies gilt z.B. nicht für das Roden von Wäldern, wenn diese nicht wieder aufgeforstet werden[15].

Während sich die Kohlenstoffgehalte einzelner Brennstoffe als natürliche Parameter also nicht verändern lassen, ist die Mischung der eingesetzten Primärenergieträger und damit auch deren durchschnittlicher Kohlenstoffanteil eine beeinflussbare Größe. Der Quotient Kohlenstoff/Energie ist somit über die Energieträgerwahl steuerbar, und eine an diesem Faktor ansetzende CO_2-Vermeidungsstrategie kann nur in der Substitution kohlenstoffreicher durch -arme Energieträger bestehen. Diese Arbeit wird sich mit diesem Weg zur CO_2-Vermeidung beschäftigen.

In der gesellschaftlichen Diskussion gilt das Ersetzen „schmutziger" durch „saubere" Energie häufig als „angenehme" Vermeidungsstrategie, scheint sie doch eine Verminderung von Emissionen möglich zu machen, ohne dass dazu eine Veränderung des Gesamtenergieverbrauchs und damit verbundener Konsummuster nötig wäre. Diese Vorstellung ist zweifellos trügerisch, verursacht doch auch die Substitution von Energieträgern Kosten, die Verhaltensänderungen erzwingen. Nichtsdestotrotz kann sie Teil einer kosteneffizienten CO_2-Reduktionsstrategie sein. In der praktischen Umweltpolitik wurde Energieträgersubstitution schließlich unter dem populären Schlagwort der „Energiewende" ein zentraler Baustein des umweltpolitischen Programms der „rot-grünen" Bundesregierung, die 1998 in Deutschland die Regierungsverantwortung übernahm[16]. Vor diesem Hintergrund ist der aktuelle, Primärenergieträgermix in Deutschland, der durch eine „Energiewende" verändert werden soll, von Interesse. Der Primärenergieverbrauch war 2001 tatsächlich

[14] Nach dem ersten Hauptsatz der Thermodynamik kann Energie nicht „gewonnen" werden. Hier ist – wie üblich – mit Energiegewinnung die Umwandlung in potenziell nutzbare Energieformen, d.h. vor allem Hitze, in einigen Fällen (Wind, Wasser, Sonne) aber auch Bewegung oder Elektrizität, gemeint.

[15] Letztlich stammt auch der in fossilen Energieträgern gebundene Kohlenstoff aus ehemals in der Luft enthaltenem oder dem Meer gelöstem CO_2. Die Lagerstätten dieser Energieträger wurden jedoch überwiegend im Paläozoikum aufgebaut. Das Freisetzen des dort gebundenen Kohlenstoffs stellt daher für jede aus menschlicher Perspektive relevante Zeitskala eine Störung des natürlichen Kohlenstoffkreislaufs dar.

[16] Neben dem Klimaschutz stand jedoch v.a. der Ausstieg aus der Kernenergie im Vordergrund, obwohl diese eine CO_2-freie Primärenergiequelle darstellt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Energieverbrauch in Deutschland
2001

Primärenergieträger	in PJ	Anteil in %
Braunkohle	1 630	11,2
Steinkohle	1 905	13,1
Mineralöl	5 572	38,3
Erdgas	3 154	21,6
Kernenergie	1 867	12,8
Wind- und Wasserkraft	111	0,8
Sonstige	329	2,2
insgesamt	14 565	100,0

Nach Angaben in Arbeitsgemeinschaft Energiebilanzen 09/2002.

durch einen hohen Anteil kohlenstoffreicher Energieträger gekennzeichnet (Tabelle 2). Kohle als Energieträger mit der höchsten Kohlenstoffintensität machte fast ein Viertel des gesamten Primärenergieverbrauchs aus, Mineralöl mit dem zweithöchsten Kohlenstoffgehalt annähernd zwei Fünftel. Der kohlenstoffarme, fossile Energieträger Erdgas trug nur mit gut 20 % zum Energieverbrauch bei und CO_2-freie Energiequellen mit etwa 15 %. Diese werden allerdings klar von der Kernkraft dominiert, so dass die unter Umweltgesichtspunkten zu befürwortenden regenerativen Energieträger[17] mit knapp 3 % nur von marginaler Bedeutung sind. In der Veränderung des Primärenergiemix scheinen daher erhebliche Potenziale für die Verringerung von CO_2-Emissionen zu liegen.

4. Energieträgerwahl im Elektrizitätssektor

Nur ein Teil der in einer Volkswirtschaft eingesetzten Primärenergie wird unmittelbar verbraucht. In Raffinerien, Heizkraftwerken, Brikettfabriken usw., aber v.a. in Elektrizitätswerken wird ein Großteil der Energie erst umgewandelt, bevor sie als Produktionsinput oder Konsumgut Verwendung findet. Für die Klimaproblematik ist insbesondere die Umwandlung von Primärenergie in Elektrizität interessant, da CO_2-Emissionen ausschließlich bei diesem Umwandlungsprozess anfallen, der sekundäre Energieträger Strom aber emissionsfrei genutzt werden kann. Tatsächlich entstehen 38 % der deutschen Kohlendioxidemissionen bei der Erzeugung von Strom und Fernwärme, was den Sektor zum bei weitem bedeutendsten CO_2-Emittenten macht (UBA 2002: 31)[18]. Somit ist nicht nur der Energiemix der gesamten Volkswirtschaft,

[17] „Sonstige" beinhalten nach der Systematik der Energiebilanzen v.a. Brennholz und andere erneuerbare Energieträger.

[18] Diese Angaben beziehen sich auf 1999. Der Verkehrssektor trägt mit 22,2 % als zweitbedeutendster Emittent in deutlich geringerem Maße zu den Emissionen bei.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sondern insbesondere der des Elektrizitätssektors vor dem Hintergrund der CO_2-Problematik von Bedeutung. Dies gilt auch deshalb, weil elektrischer Strom unter Einsatz unterschiedlichster Primärenergieträger erzeugt werden kann. Einige der im vorangegangenen Abschnitt genannten Energiequellen (Tabelle 2) können (fast) nur über die Umwandlung in elektrische Energie genutzt werden, z.B. die Kernkraft und weniger ausgeprägt Wind- und Wasserkraft[19]. Wegen der großen Zahl unterschiedlicher Erzeugungswege bzw. -techniken sind Energieträgerwahl und -substitution „natürliche" Probleme des Elektrizitätssektors. So betrachten die Mehrzahl der bisher durchgeführten Untersuchungen diese Probleme ohne expliziten Umweltbezug (zweites Kapitel). Aber gerade die Tatsache, dass in diesem Sektor die Auswahl der Energieträger zwangsläufig problematisiert werden muss, lässt die Strategie, die CO_2-Emission der Elektrizitätserzeugung über eine veränderte Primärenergiezusammensetzung zu reduzieren, interessant und naheliegend erscheinen. Die Idee einer „Energiewende" wird daher auch in erster Linie mit dem Elektrizitätssektor identifiziert. Vor diesem Hintergrund wird sich auch diese Arbeit speziell mit dem Energieträgermix der Elektrizitätserzeugung beschäftigen.

Die Wahl einer bestimmten Zusammensetzung von Energieträgern im Elektrizitätssektor weist mehrere Dimensionen auf. Für den CO_2-Ausstoß ist die jeweils verbrannte Menge der verschiedenen fossilen Energieträger verantwortlich. Deren Bestimmung lässt sich als kurzfristiges Faktornachfrageproblem interpretieren. Die Möglichkeit, Energieträger einzusetzen, ist jedoch auch durch die vorhandenen Verbrennungskapazitäten bestimmt. Diese sind i.d.R. brennstoffspezifisch, so dass auch langfristige Investitionsentscheidungen einen großen Einfluss auf den verwendeten Energiemix haben. In Hinblick auf das Investitionsverhalten lassen sich nochmals zwei Aspekte unterscheiden. Zum einen die diskrete Entscheidung, ob überhaupt Kapazitäten für den Einsatz eines bestimmten Energieträges aufgebaut werden sollen, und zum anderen die stetige Entscheidung, in welchem Umfang die Errichtung von Erzeugungskapazitäten erfolgen soll. Diese drei Dimensionen – die langfristige diskrete Energieträgerwahl, die langfristige Investitionsentscheidungen bezüglich der Erzeugungskapazitäten und die kurzfristige Faktornachfrage – werden als Leitfaden für die weitere Analyse der Energieträgerwahl von Elektrizitätserzeugern dienen.

19 Grundsätzlich ließe sich die in einem Kernreaktor frei werdende thermische Energie auch unmittelbar nutzen, z.B. für Fernwärme oder zum Antrieb von Dampfmaschinen. Auch Wind- und Wasserkraft wurden – lange bevor elektrische Energie überhaupt bekannt war – zum Antrieb von Maschinen genutzt. Ein Energietransport setzt die Umwandlung dieser Primärenergieträger in elektrischen Strom aber fast zwingend voraus.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

5. Politikinstrumente

Versuche, den Energiemix der Elektrizitätserzeugung politisch zu beeinflussen, wurden in den vergangenen Jahrzehnten häufig unternommen. Dabei kam mit Subventionen, Steuern, Genehmigungsvorbehalten, politisch festgelegten Energieträgerquoten, unter staatlichem Druck abgeschlossenen Verträgen usw. ein ganzes Arsenal unterschiedlicher Politikinstrumente zum Einsatz (Abschnitt 3 im dritten Kapitel). In den wirtschaftpolitischen Diskussionen der jüngeren Vergangenheit wurde den Effizienzvorteilen bei der Verwendung ökonomischer Anreizmechanismen[20] als Politikinstrumente jedoch verstärkt Beachtung geschenkt. Dies gilt auch für die Umweltpolitik, in der Umweltsteuern mittlerweile ein etabliertes Instrument darstellen. Umweltsteuern erscheinen auch für die Durchsetzung einer auf die Verringerung von CO_2 zielenden „Energiewende" im Energiesektor geeignet. So müssten aus theoretischer Perspektive entsprechend differenzierte Energiesteuern – eine CO_2-Steuer kann als eine spezielle Variante solcher Steuern interpretiert werden – Substitutionsvorgänge zu Gunsten kohlenstoffarmer Energieträger auslösen[21]. Im Zuge der Diskussion um eine ökologische Steuerreform wurden entsprechende Steuern zwar gefordert, letztlich aber nicht eingeführt (Abschnitt 3.4 im dritten Kapitel). Diese Arbeit untersucht in erster Linie, in welchem Umfang solche Steuern über eine Veränderung des Energiemix zu einer Verminderung der CO_2-Emissionen des Elektrizitätssektors hätten beitragen können bzw. in Zukunft betragen könnten, wenn entsprechende steuerliche Maßnahmen noch ergriffen werden sollten.

Die jüngste umweltpolitische Entwicklung scheint allerdings eine andere Richtung einzuschlagen. In einer Richtlinie (EC 2003) der Europäischen Union ist die Einführung eines Emissionshandelssystems ab dem Jahr 2005 vorgesehen. Das CO_2-Zertifikatesystem soll zumindest in Deutschland andere umweltpolitische Instrumente, darunter auch Umweltsteuern, allerdings nicht vollständig ablösen (AGE 2002: 5, 22). Dies liegt insbesondere aber daran, dass die EU-Richtlinie keine ökonomieweite Einführung des Zertifi-

[20] Umweltsteuern, die einen unerwünschten Schadstoff mit einer Steuer belegen, aber auch handelbare Zertifikate, die den Ausstoß solcher Stoffe an den Besitz eines handelbaren Emissionsrechts knüpfen, zählen zu dieser Gruppe von Politikinstrumenten. Ihr Effizienzvorteil liegt in der Angleichung der Grenzvermeidungskosten aller Emittenten. Im Gleichgewicht entsprechen diese dem Steuersatz der Umweltsteuer bzw. dem Zertifikatepreis. Die Vermeidung der letzten vermiedenen Emissionseinheit ist somit für alle Verschmutzer gleich teuer. Damit kann durch eine andere Aufteilung der Emissionsreduktion die gleiche Menge des Schadstoffs nicht zu geringeren Kosten vermieden werden. Im Falle einer Auflagenpolitik wäre dies dagegen i.d.R. möglich.

[21] Entsprechende Steuern werden ihre Wirkung auf den CO_2-Ausstoß nicht ausschließlich über eine Veränderung der Energieträgerwahl entfalten. So werden allgemeine Gleichgewichtseffekte u.a. auch auf den Gesamtoutput der Ökonomie wirken. Aber selbst in einer partialanalytischen Mikrobetrachtung wird die Veränderung relativer Brennstoffpreise nur dann die Einsatzverhältnisse der anderen Produktionsfaktoren – und damit z.B. auch die Energieeffizienz – nicht beeinflussen, wenn die Produktionstechnologie in Bezug auf Energie separabel ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

katesystems vorsieht, sondern sich auf bestimmte Sektoren und Aktivitäten beschränkt (EC 2003: 42). So sind private Haushalte und der Verkehrssektor nicht erfasst[22], wohl aber Verbrennungsanlagen mit über 20 MW Leistung und damit fast alle mit fossilen Energieträgern betriebenen Kraftwerke. Auf europäischer Ebene ist für den Elektrizitätssektor somit eine „Mengensteuerung" der CO_2-Emissionen beabsichtigt. Preisinstrumente, insbesondere auch solche, die gezielt eine Veränderung des Brennstoffmix beabsichtigen, werden daher vermutlich in den Hintergrund treten.

Die weiteren Kapitel können auf diese jüngste Entwicklung allerdings nicht mehr explizit eingehen. Der Energieträgermix des Elektrizitätssektors wird von einer CO_2-Mengensteuerung zwar unweigerlich berührt werden. Er wird innerhalb eines Zertifikatesystems aber nicht explizit als Ansatzpunkt zur CO_2-Vermeidung interpretiert. Trotzdem ist die Preissensitivität der Brennstoffwahl auch für die Einführung eines Zertifikatesystems nicht irrelevant, schlagen sich in dieser – zumindest in Aspekten – doch die Vermeidungskosten für CO_2 nieder. Während in einem solchen System angestrebte Emissionsniveaus durch die Ausgabe entsprechend vieler Emissionsrechte exakt realisiert werden können, sind die dabei anfallenden Vermeidungskosten endogen. Die Kenntnis der Preissensitivität des Energiemixes im Elektrizitätssektor kann daher einen Beitrag zu ihrer Prognose leisten.

[22] Für diese Sektoren werden vermutlich weiterhin Umweltsteuern das zentrale Instrument zur CO_2-Reduktion bilden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zweites Kapitel

Literaturüberblick: ökonometrische Analysen der Energieträgerwahl im Elektrizitätserzeugungssektor

1. Abgrenzung der relevanten Literatur

Untersuchungen im Bereich des Elektrizitätssektors haben einen substanziellen Beitrag zur ökonometrischen Analyse von Produktionsprozessen geleistet. Bereits in den siebziger Jahren stellen Cowing/Smith (1978) in einem Survey zahlreiche entsprechende Aufsätze – beginnend mit Nordin (1947) – vor. Dabei nennen die Autoren drei Gründe für die große „Beliebtheit" dieses Sektors als ökonometrisches Untersuchungsobjekt: den homogenen Output Elektrizität, die gute Verfügbarkeit entsprechender – US-amerikanischer – Daten und die lange, technisch-ingeneurwissenschaftliche Erfahrung mit der Erzeugung von Elektrizität (Cowing, Smith 1978: 158). Auch nach dem Erscheinen dieses Surveys kam es zu einer Vielzahl weiterer ökonometrischer Untersuchungen des Elektrizitätssektors. Die gute Datenlage für die USA dürfte maßgeblich dafür verantwortlich sein. Trotz dieser großen Anzahl zielt allerdings nur eine kleine Zahl auf die Energieträgersubstitution ab, während Faktorsubstitution im Allgemeinen in vielen Analysen eine zentrale Rolle spielt.

Daneben erschienen viele ökonometrische Untersuchungen, die auf gesamtwirtschaftem Niveau oder für andere Wirtschaftszweige die Brennstoffwahl untersuchen, z.B. Uri (1979), Pindyck (1979), Jones (1996) oder Bousquet/Ivaldi (1998). Im Weiteren wird sich dieser Überblick aber auf Arbeiten konzentrieren, die die Brennstoffwahl im Elektrizitätserzeugungssektor mit ökonometrischen Methoden analysieren. Diese Abgrenzung entspricht im Wesentlichen der des Survey Söderholm (1998a). Dieser Abschnitt orientiert sich daher stark an diesem vergleichsweise neuen Literaturüberblick und ist selbst knapp gehalten. Allerdings werden Ergänzungen in Hinblick auf erst kürzlich erschienene Artikel vorgenommen, während einige bei Söderholm (1998a) aufgeführte, unveröffentlichte Arbeiten nicht besprochen werden. Übersicht 1 gibt einen Überblick über die hier betrachteten Papiere.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Übersicht 1

Untersuchungen zur Brennstoffwahl im Elektrizitätssektor

Untersuchung	Daten	Modell/Spezifikation
Atkinson, Halvorsen (1976)	Querschnitt Kraftwerke USA, 1972	Profitfunktion (Translog)
Uri (1977)	9 Regionen, USA, jährlich 1952 bis 1974	Kostenfunktion (Translog)
Joskow, Mishkin (1977)	67 neue Kraftwerke, USA, 1952 bis 1967	Dicrete Choice (Cond. Logit) 7 Alternativen
Griffin (1977)	20 OECD-Länder, 5-jährlich 1955 bis 1969	Kostenfunktion (Translog)
Mountain (1982)	2 Regionen, Kanada, jährlich 1964 bis 1975	Kostenfunktion (Translog)
Ellis, Zimmermann (1983)	102 neue Kraftwerke, USA, siebziger Jahre	Discrete Choice 2 Alternativen
Seifi, McDonald (1986)	219 neue Kraftwerke, USA, 1955 bis 1979	Discrete Choice (3 mal Logit) und Kostenfunktion (Translog)
Bopp, Costello (1990)	5 Regionen, USA monatlich 1977 bis 1987	Kostenfunktion (Translog)
Moody (1996)	9 Regionen, USA, monatlich 1985 bis 1990	VAR und Kostenfunktion (Translog und Linear-Logit)
Dahl, Ko (1998)	USA aggregiert, monatlich 1991 bis 1993	Kostenfunktion (Translog und Linear-Logit)
Söderholm (2000a)	8 europäische Länder, jährlich 1978 bis 1994	Kostenfunktion (Translog und Gen. Leontief)
Söderholm (2000b)	8 europäische Länder, jährlich 1980 bis 1995	Kostenfunktion (Generalized Leontief)
Söderholm (2001)	6 europäische Länder, jährlich 1984 bis 1994	Kostenfunktion (Translog)

Nach Angaben in Söderholm 1998a und eigene Recherche.

RWI ESSEN

Söderholm (1998a) konzentriert sich auf die Frage, ob kurz- oder langfristige Substitutionsbeziehungen zwischen Energieträgern gemessen werden (sollen). Er steht dabei insbesondere denjenigen Studien skeptisch gegenüber, die langfristige Effekte zu messen versuchen, da diesen eine explizite Modellierung langfristiger Anpassungsprozesse fehle (Söderholm 1998a: 17). Der Literaturüberblick der vorliegenden Arbeit setzt dagegen einen etwas anderen Schwerpunkt, indem er die Art der verwendeten Daten ins Zentrum der Betrachtung rückt. Insbesondere wird zwischen Makro- und Mikrodatenuntersuchungen unterschieden. Als Makrodaten gelten auf Ebene des Elektrizitätserzeugungssektors aggregierte Daten, wobei die räumliche Abgrenzung zwischen nationalem und regionalem Niveau variiert. Mikrodatenanalysen betrachten dagegen die Kraftwerks- oder Unternehmensebene. Neben der Frage der Datengrundlage werden die Papiere unter dem Blickwinkel betrachtet, ob die Brennstoffwahl als stetiges oder diskretes Problem interpretiert wird. Da durch Aggregation diskrete Veränderungen verwischt werden, ist dieser Aspekt in erster Linie für die Mikrodatenanalysen von Bedeutung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zuerst wird allerdings ein Überblick über die auf aggregierten Daten basierenden Untersuchungen gegeben.

2. Makrodatenanalysen

Die früheste hier betrachtete Untersuchung auf Basis von Makrodaten ist Uri (1977). Jährliche Beobachtungen von 1952 bis 1974 werden für neun US-amerikanische Regionen gepoolt und zur Schätzung eines traditionellen Translog-Kostenfunktions-Ansatzes verwendet. Log-lineare Kostenanteilsfunktionen für die drei Brennstoffe Kohle, Öl und Gas werden über Shephard's Lemma aus der Kostenfunktion abgeleitet und deren Koeffizienten geschätzt. Allen-Uzawa-Substitutionselastizitäten und Brennstoffnachfrageelastizitäten dienen als Maße der Substituierbarkeit. Uri ermittelt mit diesem Ansatz eine recht preiselastische Brennstoffnachfrage. Die Elastizitäten variieren dabei stark zwischen den Regionen, wobei Uri (1977: 222) einräumt, dass diese Unterschiede ausschließlich auf die Differenzen in den Kostenanteilen der Brennstoffe in den einzelnen Regionen zurückzuführen sind.

Im selben Jahr erschien ein entsprechendes Papier von Griffin (1977). Der methodische Ansatz ist dem von Uri (1977) sehr ähnlich. Auch hier werden auf Grundlage einer Translog-Kostenfunktion Kostenanteilsfunktionen für die Brennstoffe Kohle, Öl und Gas geschätzt. Allerdings werden *cross country*- Daten von 20 OECD-Ländern für fünf Jahre zwischen 1955 und 1969 verwendet. Der Autor nutzt zwei unterschiedliche Modellvarianten. Im ersten Fall basiert die Schätzung allein auf *within variation*, es wird also ein *fixed-effects*-Modell geschätzt. Im zweiten Fall wird nur *between variation* betrachtet, die Schätzung beruht also auf den Ländermittelwerten. Griffin betrachtet die zweite Variante als das zentrale Modell, da durch den Ländervergleich langfristige Preiseffekte erfasst werden könnten. Insbesondere für Öl werden große Eigenpreiselastizitäten geschätzt. Für das *between-Modell* erscheint der Energiemix insgesamt preiselastischer, was Griffin als Argument für die Interpretation der Ergebnisse als langfristige Effekte wertet. Die große Variation in den Elastizitäten zwischen den Ländern wird auch von Griffin auf unterschiedliche Brennstoffanteile zurückgeführt. Obwohl die Verwendung von Makrodaten die teilweise diskrete Natur der Brennstoffwahl verschleiert, tritt im verwendeten Datensatz das Problem auf, dass nicht alle OECD-Länder alle drei Brennstoffe verwenden. Griffin übergeht dies jedoch, indem er auch Kostenteile von Null als Ergebnis einer stetigen Brennstoffnachfrageentscheidung interpretiert. Allerdings werden zur Kontrolle einige Tobit-Schätzungen durchgeführt, die laut Griffin (1977: 765) darauf hindeuten, dass die Vernachlässigung des diskreten Aspekts nicht zu größeren Verzerrungen der Schätzergebnisse führt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Mountain (1982) arbeitet wieder mit regionalen Daten. Zwei kanadische Regionen werden über den Zeitraum von 1964 bis 1974 untersucht. Im Zentrum steht die Überlegung, dass Elektrizität statt selbst produziert auch importiert werden kann. Folglich wird von Mountain ein zweistufiges Modell formuliert, wobei auf der ersten Stufe entschieden wird, zu welchen Teilen Elektrizität selbst erzeugt und zu welchen eingeführt werden soll. Auf der zweiten Stufe wird dann bestimmt, wie die Erzeugung selbst produzierter Elektrizität auf die Techniken Öl und Kohle verteilt wird. Die Spezifikation erfolgt wiederum in Form eines Translog-Kostenfunktions-Modells. Mountain findet starke Preiseffekte in den Daten, sowohl in Bezug auf Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten der Brennstoffnachfrage als auch in Hinblick auf die Substitutionsmöglichkeiten von importiertem und heimisch erzeugtem Strom.

Bopp/Costello (1990) verfolgen wie Mountain (1982) und Uri (1977) einen regionalen Ansatz zur Erklärung der Brennstoffwahl von Elektrizitätserzeugern. Als Datengrundlage dienen monatliche Beobachtungen fünf US-amerikanischer Regionen von 1977 bis 1987. Zum Vergleich wird eine Zeitreihe für die gesamten USA betrachtet. Auch Bopp/Costello arbeiten mit einem Translog-Kostenfunktions-Modell, wobei die Energieträger Kohle, Öl und Gas berücksichtigt werden. Die Anteilsgleichungen werden im Gegensatz zu früheren Untersuchungen über Brennstoffpreise, Erzeugungskapazitäten und Output hinaus um weitere erklärende Variablen ergänzt, insbesondere um Indikatoren für Wetterbedingungen, administrative Beschränkungen der Gasverwendung und Umweltauflagen. Während sich Preise und Kapazitäten generell als signifikant erweisen, bleibt der Einfluss dieser zusätzlichen Kontrollvariablen auf die Brennstoffwahl unklar. Die Preiseffekte zeigen alle das erwartete Vorzeichen. Ohne das Lastprofil explizit in das Modell zu integrieren, interpretieren die Autoren ihre Resultate anhand der Verwendung von Brennstoffen in der Grund- oder Spitzenlast. Zentrales Ergebnis ist, dass Grundlastbrennstoffe unelastischer auf Veränderungen des eigenen Preises reagieren als in der Spitzenlast verwendete Energieträger.

Moody (1996) ist weniger an der Schätzung von Technologieparametern oder marginalen Preiseffekten, sondern an der Prognose zukünftiger Brennstoffnachfragen interessiert. Monatliche Daten für neun US-amerikanische Regionen von 1985 bis 1989 werden verwendet, um verschiedene Modelle zu schätzen. Die einzelnen Regionen werden dabei separat betrachtet. Anschließend testet Moody die Prognosefähigkeit der Modelle anhand der tatsächlichen monatlichen Energieträgernachfragen des Jahres 1990. Moody nimmt zwei strukturelle und ein vektor-autoregressives (VAR) nicht strukturelles Prognosemodell in die Analyse auf. Als strukturelle Modellvarianten werden zum einen der traditionelle Translog-Kostenfunktions-Ansatz, zum anderen ein sog. Linear-Logit-Modell verwendet, das ebenfalls auf einem Kostenminimierungsansatz fußt. Die Kostenanteile der Energieträger werden in diesem

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Fall als logistische Funktionen spezifiziert, so dass sich die logarithmierten Anteilsrelationen als log-lineare Funktionen ausdrücken und einfach schätzen lassen. Durch Parametertransformationen und -restriktion lassen sich zudem Homogenität und lokale Symmetrie sicherstellen. Die Spezifikation geht auf Considine/Mount (1984) zurück, wobei Considine (1989) ihre Anwendung für Brennstoffsubstitutionsmodelle vorschlägt und mit der Translog-Spezifikation vergleicht. Unter bestimmten Bedingungen[1] gesicherte globale Konkavität und notwendigerweise zwischen Null und Eins liegende Vorhersagen für die Kostenanteile werden dabei als Vorteile der Linear-Logit-Spezifikation ins Feld geführt. Keines der von Moody verwendeten Modelle liefert den beiden anderen Alternativen eindeutig überlegene Prognosen. Moody bevorzugt daher die strukturellen Modelle aufgrund ihrer besseren theoretischen Fundierung, wobei er leichte Vorteile der Linear-Logit- gegenüber der Translog-Spezifikation sieht.

Dahl/Ko (1998) stützen ihre Untersuchung auf aggregierte Daten für den Elektrizitätssektor der gesamten USA. Dabei werden monatliche Beobachtungen für die Jahre 1991 bis 1993 verwendet. Die Autoren sind insbesondere an der Frage interessiert, inwieweit die Aufhebung administrativer Beschränkungen der Erdgasnutzung Auswirkungen auf die Energieträgerwahl hatte. Sie geben daher einen recht detaillierten Überblick über Struktur und regulatorische Rahmenbedingungen des amerikanischen Elektrizitätssektors. Außerdem diskutieren sie, wie die Substitution von Energieträgern in Energieversorgungsunternehmen technisch durchgeführt werden kann, ohne dies jedoch explizit in ihrem auf Makrodaten basierenden Modell abbilden zu können. Um den Effekt der seit 1990 aufgehobenen Gasbeschränkungen abzuschätzen, führen die Autoren allerdings nicht selbst einen Vergleich des regulierten und des nicht regulierten Zeitraums durch. Stattdessen vergleichen sie ihre auf Daten der frühen neunziger Jahre basierenden Schätzungen mit den Ergebnissen älterer Untersuchungen – insbesondere Atkinson/Halvorsen (1976) und Bopp/Costello (1990) –, die mit Daten aus der regulierten Periode arbeiteten. Söderholm (1999a) bezweifelt zu Recht, dass dies vor dem Hintergrund unterschiedlich spezifizierter Modelle eine sinnvolle Vorgehensweise darstellt. In der selbst durchgeführten ökonometrischen Untersuchung betrachten auch Dahl/Ko die Energieträger Kohle, Öl und Gas. Außerdem werden ähnlich Moody (1996) mit dem klassischen Translog-Modell und einer Linear-Logit-Spezifikation zwei auf Kostenminimierung basierende Modellvarianten einander gegenübergestellt. Beide Spezifikationen liefern ähnliche Ergebnisse bezüglich des Preiseinflusses auf die Brennstoffwahl. Die Eigenpreiselastizitäten für alle Brennstoffe sind in beiden Modellen erwartungsgemäß negativ, wobei Kohle am schwächsten und Öl am stärksten auf Preisver-

[1] Konkavität im Punkt, für den lokale Symmetrie durch entsprechende Parameterrestriktionen sichergestellt ist, impliziert globale Konkavität.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

änderungen reagiert. Insgesamt führt die Linear-Logit-Spezifikation zu stärkeren Eigenpreiseffekten. Im Translog-Modell sind alle Preiselastizitäten signifikant, für das Linear-Logit-Modell werden keine Standardfehler angegeben. In Hinblick auf die Kreuzpreiseffekte kommen die Spezifikationen allerdings zu teilweise deutlich abweichenden Ergebnissen. Nach Ansicht der Autoren sind dabei die der Linear-Logit-Spezifikation verlässlicher. Hinweise auf größere Brennstoffflexibilität nach der Deregulierung des US-Gasmarktes finden sie allerdings nicht.

Söderholm (2000a; 2000b; 2001) veröffentlichte schließlich in jüngster Vergangenheit eine ganze Serie von ökonometrischen Analysen zur Brennstoffwahl. In Bezug auf Modellgrundlage, stochastische Spezifikation und Datenauswahl sind sie sehr eng verwandt. Alle Modelle basieren auf einem Kostenminimierungsansatz, wobei sich die Betrachtung explizit auf kurzfristige Substitutionsvorgänge beschränkt. Es werden jeweils Panels für mehrere westeuropäische Länder verwendet. Dabei werden fixe Länder- und stochastische, potenziell autokorrelierte Zeiteffekte in die Spezifikation aller Modelle integriert. Für die verbleibenden, über Länder und Zeit variierenden stochastischen Komponenten wird – wie beim Schätzen von Nachfragesystemen üblich – freie Korrelation zwischen den einzelnen Gleichungen des Systems zugelassen. Die Betrachtungsperiode und Länderauswahl variiert leicht zwischen den verschiedenen Untersuchungen. Jedoch werden unterschiedliche Schwerpunkte für die jeweilige Fragestellung gesetzt.

In Söderholm (2000a) steht wieder ein Vergleich unterschiedlicher Spezifikationen der deterministischen Modellkomponenten im Vordergrund. Neben dem traditionellen Translog-Ansatz wird auch ein generalisiertes Leontief-Modell verwendet. Diese Spezifikation geht auf Diewert (1971) zurück, wobei sich Söderholm insbesondere auf eine Variante von Morrison (1988) stützt. Das *Generalized-Leontief-Model* beinhaltet als Spezialfall eine reine Leontief-Technologie. Sie eignet sich daher zum Testen der Hypothese, dass keinerlei Brennstoffsubstitution stattfindet. In einem längeren verbalen Teil gibt Söderholm einen historischen Überblick und diskutiert, ob kurzfristig Brennstoffsubstitution möglich ist, wobei er dies – im Gegensatz zu einigen früheren Autoren – bejaht. Als Argumente führt er gezieltes kurzfristiges Inbetriebnehmen und Abschalten unterschiedlich gefeuerter Anlagen, kurzfristiges Umrüsten von Kraftwerken, vor allem aber Mischfeuerungsanlagen an. Söderholm belegt seine These, indem eine reine Leontief-Technologie durch entsprechende Tests klar zurückgewiesen wird. Die geschätzten Elastizitäten unterscheiden sich nicht dramatisch zwischen den beiden Modellspezifikationen. Insbesondere zeigen beide Schätzungen starke Substituierbarkeit zwischen Gas und Öl, jedoch schwächere von Kohle.

Söderholm (2000b) zielt insbesondere auf die Frage ab, ob Umweltauflagen bezüglich SO_2-Emissionen den Energiemix der westeuropäischen Elektrizi-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tätserzeugung beeinflusst haben. Zur Beantwortung dieser Frage wird im Wesentlichen das gleiche Modell verwendet wie in Söderholm (2000a). Allerdings kommt nur die Generalized-Leontief-Variante zur Anwendung. Außerdem werden die Regressionsgleichungen um einen Regulierungsindikator ergänzt, der die Intensität der SO_2-Auflagen messen soll. Die Konstruktion des Regulierungsindikators als relative Abweichung der tatsächlichen Emissionen von der Emissionsbaseline, also den Emissionen ohne Umweltauflagen, erscheint jedoch sehr problematisch, obwohl dieses Regulierungsmaß in ähnlicher Weise häufiger – z.B. bei Considine (1989) – verwendet wurde. So ist die Emissionsbaseline per Definition kontrafaktisch. Die maximalen Emissionen der Vergangenheit, wie sie Söderholm verwendet, sind mit Sicherheit eine völlig unzureichende Proxyvariable. Die tatsächlichen Emissionen sind wiederum von den verwendeten Energieträgern abhängig und deshalb endogen. Zumindest ohne geeignete Instrumentierung sind sie daher nicht als Regressor verwendbar, ohne Verzerrungen in Kauf zu nehmen. Söderholm ermittelt signifikante Effekte der SO_2-Regulierung, die den Vorzeichen nach zumindest nicht kontraintuitiv erscheinen. Er räumt jedoch eine hohe Korrelation des Regulierungsindikators mit dem ebenfalls verwendeten Zeittrend ein. Die Koeffizienten des Regulierungsindikators sind daher schlecht identifiziert, und die Ergebnisse erscheinen wenig verlässlich. Bezüglich der Brennstoffpreiseffekte kommt die Untersuchung zu ähnlichen Resultaten wie Söderholm (2000a). Die Leontief-Hypothese wird zurückgewiesen. Die Preiseffekte haben die erwartete Richtung und sind meist signifikant. Grundlasttechniken – in vielen europäischen Ländern Kohle – weisen eine geringere Preissensitivität auf als die Spitzenlastbrennstoffe. Für Öl und Gas wird eine starke gegenseitige Substituierbarkeit ermittelt.

Die Untersuchung in Söderholm (2001) konzentriert sich schließlich auf den Einfluss des Lastprofils auf die Brennstoffwahl. Datengrundlage und Modell entsprechen im Wesentlichen Söderholm (2000a) und (2000b). Allerdings wird hier nur die Translog-Variante des Modells verwendet. Um den Einfluss des Lastprofils aufzufangen, wird der „Lastfaktor" als zusätzliche erklärende Variable in das Regressionsmodell aufgenommen. Der Lastfaktor für eine Periode ist als tatsächliche in Relation zur hypothetischen Stromnachfrage definiert, die aufgetreten wäre, hätte die Nachfrage nach elektrischer Leistung über den gesamten Zeitraum auf ihrem Spitzenniveau verharrt. Der Lastfaktor misst daher die Gleichmäßigkeit der Elektrizitätsnachfrage. Die Koeffizienten des Lastfaktors sind individuell und gemeinsam signifikant. Die Vorzeichen der abgeleiteten Elastizitäten entsprechen den Erwartungen. Ein hoher Lastfaktor, also eine gleichmäßige Elektrizitätsnachfrage, fördert den Einsatz des Grundlastbrennstoffs Kohle und senkt den der eher in der Spitzenlast eingesetzten Energieträger Gas und Öl. In Hinblick auf die Energiepreiselastizitäten kommt auch Söderholm (2001) zu qualitativ gleichen Ergebnissen wie die beiden früheren Papiere. Die Preiseffekte haben i.d.R. das

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

erwartete Vorzeichen und sind bei Spitzenlastbrennstoffen absolut größer als bei Grundlasttechniken, d.h. insbesondere bei Kohle. Die wechselseitige Substituierbarkeit ist zwischen Gas und Öl am stärksten ausgeprägt.

3. Mikrodatenanalysen

Als Bezugspunkt für alle späteren mikro-ökonometrischen Untersuchungen der Energieträgerwahl im Elektrizitätssektor kann Atkinson/Halvorsen (1976) betrachtet werden. Die Autoren untersuchen anhand eines Querschnitts amerikanischer Kraftwerke für das Jahr 1972 die Substituierbarkeit der Energieträger Kohle, Öl und Gas. Arbeit und Kapital werden als fixe Faktoren betrachtet und damit eine explizit kurzfristige Perspektive eingenommen. Es werden nur Kraftwerke einbezogen, die genau zwei Brennstoffe verwenden. Die Analyse erfolgt getrennt nach den drei möglichen Brennstoffkombinationen Kohle-Öl, Kohle-Gas und Öl-Gas. Der diskrete Aspekt der Brennstoffwahl bleibt somit bewusst ausgeklammert, und die Analyse wird auf das Muster der jeweils gewählten Energieträger konditioniert. Als theoretische Grundlage dient eine in Translog-Form spezifizierte Profitfunktion, aus der je zwei Brennstoffnachfragefunktionen abgeleitet werden. Die Koeffizienten dieses Gleichungssystems werden simultan geschätzt und aus den Ergebnissen Substitutions- und Preiselastizitäten bestimmt. Diese sind ganz überwiegend signifikant und zeigen das erwartete Vorzeichen. Im Datenmittel betrachtet erscheint die Brennstoffnachfrage sehr preiselastisch und die Substituierbarkeit der Energieträger stark ausgeprägt. Allerdings wird von Atkinson/Halvorsen die Vernachlässigung von Umweltregulierung und Lastprofil – für das erste Papier seiner Art erstaunlich – als mögliche Fehlerquelle gesehen.

Joskow/Mishkin (1977) setzen einen entgegengesetzten Schwerpunkt. Durch ein konditionales Logit-Modell wird ausschließlich die diskrete Wahl von Brennstoffen bzw. Produktionstechniken und damit eine diskrete Investitionsentscheidung abgebildet. Mit Kohle, Gas und Öl sowie allen Kombinationen dieser drei Energieträger werden im Modell sieben Alternativen berücksichtigt. Datengrundlage bilden 67 zwischen 1952 und 1965 neu errichtete Kraftwerke in den USA, wobei sich die Datenauswahl auf Grundlastkraftwerke beschränkt. Als erklärende Variablen dienen in erster Linie die jeweiligen Brennstoffkosten sowie deren verzögerte Werte, aber auch Kapitalkosten und ein Aggregat weiterer Kostenkomponenten. Zusätzliche Dummys sollen den Effekt der in der betrachteten Phase häufig unzuverlässigen Gasversorgung auffangen. Die Koeffizienten der kontemporären und verzögerten Preise haben das erwartetet negative Vorzeichen und sind, wenn auch nicht alle individuell, so doch gemeinsam signifikant. In quantitativer Hinsicht fallen die Effekte von Preisänderungen jedoch eher schwach aus, so dass Joskow/Mishkin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

selbst für starke Preisänderungen nur geringe Veränderungen des qualitativen Energiemixes vorhersagen.

Ellis/Zimmerman (1983) stellt eine zweite, allein den diskreten Aspekt der Energieträgerwahl behandelnde Analyse dar. Es wird allerdings ausschließlich die binäre Entscheidung zwischen den beiden Grundlasttechniken Kohle und Kernenergie betrachtet. Die Datenbasis bilden 102 in den USA während der siebziger Jahre neu in Betrieb genommene Kraftwerke. Technisch gestaltet sich das von Ellis/Zimmerman verwendete Modell deutlich komplexer als der Grundtyp eines ökonometrischen *discrete chioce*-Modells, da die Autoren neben Brennstoffpreisen und anderen laufenden Kosten auch die erwarteten Kapitalkosten als erklärende Variablen in das Modell aufnehmen. Da sich diese, insbesondere für die nicht gewählte Alternative, nicht beobachten lassen, werden zwei zusätzliche Gleichungen zur Erklärung der Kapitalkosten in das Entscheidungsmodell integriert und simultan mit geschätzt. Einen Beleg für die These, dass Brennstoffpreise und Kapitalkosten die Energieträgerwahl treiben, liefern die Schätzergebnisse allerdings nicht. Kaum einer der Preis- und Kostenkoeffizienten weicht signifikant von Null ab.

Von besonderem Interesse ist schließlich das Papier von Seifi/McDonald (1986). Es stellt die bislang einzige ökonometrische Untersuchung dar, die sowohl den stetigen als auch diskreten Aspekt der Energiewahl im Elektrizitätssektor beleuchtet[2]. Beobachtungen von 219 zwischen 1955 und 1979 neu in Betrieb genommenen US-amerikanischen Kraftwerken bilden die Datengrundlage. Betrachtet wird jeweils das erste Jahr des regulären Betriebs. Unterschieden werden wie in den meisten anderen Studien die Erzeugungstechniken Kohle, Öl und Gas. Die diskrete Entscheidung, für welche der drei Produktionstechniken Kapazitäten aufgebaut werden, wird von Seifi/McDonald durch drei unabhängige binäre Logit-Modelle abgebildet. Als erklärende Variablen dienen vor allem die Preise der Energieträger, daneben aber auch Kapital- und Arbeitskosten, der Gesamtoutput sowie regionale und Zeitdummies. Problematisch erscheint allerdings, dass die Autoren kontemporäre Werte dieser Variablen zur Erklärung des qualitativen Energiemix verwenden. Die langen Bau- und Planungszeiten von Kraftwerken sprechen eher für die Verwendung verzögerter Werte. Zwar mildert möglicherweise die breite zeitliche Streuung der Beobachtungen dieses Problem ab, die Schätzergebnisse zeigen allerdings keinen ausgeprägten Zusammenhang von Energiepreisen und diskreter Brennstoffwahl. So ist nur der Eigenpreiseffekt von Kohle signi-

[2] Für den Sektor „Milchprodukte" – nicht „Elektrizität" – liegt mit Bousquet/Ivaldi (1998) eine ökonometrische Untersuchung vor, die ebenfalls diskrete und stetige Aspekte der Energiemixentscheidung betrachtet. Das von ihnen verwendete Modell ist vergleichsweise komplex, da zum einen das Auftreten von „Null-Nachfragen" explizit in ein mikroökonimisches Nachfragemodell integriert wird. Zum anderen wird bei der ökonometrischen Spezifikation berücksichtigt, dass für nicht gewählte Energieträger zwar kein unternehmensspezifischer Preis beobachtet werden kann, dieser jedoch über dem Reservationspreis des Unternehmens gelegen haben muss.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

fikant, nicht jedoch der von Öl oder Gas. Auch die Kreuzpreiseffekte vermitteln kein klares Bild.

Neben das diskrete Modell stellen Seifi/McDonald eine traditionelle Translog-Kostenanteils-Analyse der Brennstoffnachfrage gegeben den qualitativen Energiemix. Beide Modelle werden getrennt behandelt, implizit also die Annahme getroffen, dass keine unbeobachteten Faktoren sowohl die diskrete als auch die stetige Entscheidung beeinflussen. Berücksichtigt wird allerdings, dass im Fall von Gas und Öl nicht alle Kraftwerke die Option wahrnahmen, vorhandene Kapazitäten auch tatsächlich einzusetzen. Für diese beiden Energieträger wurden die Kostenanteilsfunktionen daher mit Hilfe von Tobit-Modellen geschätzt. Auf die sonst bei Translog-Spezifikationen üblichen gleichungsübergreifenden Parameterrestriktionen und eine simultane Schätzung wurde im Gegenzug verzichtet. Neben den schon in der diskreten Untersuchung verwendeten Variablen – die Verwendung kontemporärer Werte erscheint hier unproblematisch – wurden der Auslastungs- und Wirkungsgrad, die Anzahl der Generatoren und die Übertragungskosten als erklärende Variablen verwendet. Zumindest für den Wirkungsgrad stellt sich dabei die Frage nach möglicher Endogenität. Brennstoffspezifische Kapazitäten wurden nicht zur Erklärung der Kostenanteile herangezogen. Die geschätzten Preiselastizitäten zeigen die erwarteten Vorzeichen, d.h. negative Eigenpreis- und positive Kreuzpreiseffekte. Im Fall von Kohle und Öl erscheinen die Preiseffekte recht ausgeprägt, im Fall von Gas sehr viel geringer. Standardfehler sind allerdings nicht angegeben. Schließlich berechnen Seifi/McDonald totale Eigenpreiseffekte, die sowohl den qualitativen als auch den quantitativen Energiemix berücksichtigen. Aufgrund des sehr kleinen Preiseinflusses im Logit-Modell fällt die diskrete Komponente jedoch nicht ins Gewicht, und die Ergebnisse entsprechen den Elastizitäten aus dem Translog-Modell.

4. Kritische Auseinandersetzung

Wie in Abschnitt 1 erläutert, wurde der Energiemix der Elektrizitätserzeugung in den letzten 25 Jahren wiederholt ökonometrisch untersucht. In den Abschnitten 2 und 3 wurden dreizehn dieser Analysen näher betrachtet. Trotz dieser vergleichsweise großen Zahl von Papieren erscheint die bisherige Behandlung des Themas in gewissen Aspekten Schwächen aufzuweisen. Diese Kritikpunkte sollen in den folgenden Abschnitten detaillierter diskutiert werden.

4.1 Datenauswahl

Als erster problematischer Bereich ist die Datenauswahl zu nennen. Sowohl in Hinblick auf das Aggregationsniveau als auch die geographische Auswahl und Abgrenzung der untersuchten Gebiete erscheinen die bisher durchgeführten Untersuchungen recht einseitig.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

So verwendet die überwiegende Mehrzahl Makrodaten. Nur vier Analysen arbeiten mit Mikro-, davon alle mit Kraftwerksdaten. Keine der Untersuchungen betrachtet die Unternehmensebene, obwohl davon auszugehen ist, dass gerade auf dieser Ebene über den verwendeten Energiemix entschieden wird. Die Verwendung aggregierter Zahlen beschränkt die Analysemöglichkeiten drastisch. Eine detaillierte Abbildung der tatsächlichen Energiemix-Entscheidungen ist auf Grundlage von Makrodaten nicht möglich. Insbesondere geht die diskrete Dimension der Energieträgerwahl durch Aggregation verloren. Lediglich Griffin (1977) stößt in seiner aggregierten *cross country*-Untersuchung quasi „zufällig" auf diesen Aspekt, da nicht in allen Ländern alle betrachteten Energieträger zum Einsatz kommen. Er betrachtet dessen Vernachlässigung allerdings als vergleichsweise unerhebliches Spezifikationsproblem (Griffin 1977: 765).

Darüber hinaus erscheint die starke Konzentration der Untersuchungen auf die USA als sehr einseitig. So verwenden alle vier vorgestellten mikroökonometrischen Papiere US-Daten[3]. Auch vier der Makrodatenanalysen – Uri (1977); Bopp/Costello (1990); Moody (1996); Dahl/Ko (1998) – nehmen eine rein US-amerikanische Perspektive ein. Die gewonnenen Erkenntnisse auf andere, z.B. europäische, Länder zu übertragen, erscheint jedoch problematisch. Zum einen kann die Produktionstechnologie zwischen Ländern systematisch variieren, z.B. in Hinblick auf das Alter des Kraftwerksparks. Zum anderen gehen explizit oder implizit auch die unterschiedlichen regulatorischen Rahmenbedingungen in die Schätzergebnisse ein. Mit europäischen Daten arbeiten nur Griffin (1977) im Rahmen seiner Analyse von OECD-Staaten und Söderholm (2000a; 2000b; 2001), der sich ganz auf europäische Länder beschränkt. Inwieweit ein länderübergreifender Ansatz vor dem beschriebenen Hintergrund einen tieferen Einblick in das Brennstoffwahlverhalten von Energieerzeugern einzelner Länder erlaubt, bleibt allerdings fraglich. Ökonometrische Arbeiten zum Thema, die gezielt den deutschen Fall untersuchen, scheinen nicht durchgeführt worden zu sein. Somit erscheint die Aussagekraft vorhandener Papiere bezüglich der Preissensitivität des Energiemix der deutschen Elektrizitätserzeugung und damit bezüglich der Wirkung möglicher CO_2-Steuern als gering.

4.2 Spezifikation und funktionale Form

Einen weiteren problematischen Aspekt stellt die gewählte Modellierungsstrategie dar. Die meisten Papiere verwenden den Standardansatz zur Analyse von Produktionsprozessen, indem sie die Energieträgerwahl als stetiges Faktornachfrageproblem interpretieren und die Nachfrage aus einer stati-

[3] Brännlund/Lundgren (2001) stützen ihre Untersuchung auf schwedische Mikrodaten und heben sich damit von den USA-basierten Analysen ab. Allerdings betrachten sie nicht die Elektrizitäts-, sondern die Wärmeerzeugung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

schen, translog-spezifizierten dualen Repräsentation der Technologie ableiten. Hiervon bilden neben den *discrete choice*-Ansätzen[4] lediglich Moody (1996), Dahl/Ko (1998) und Söderholm (2000a; 2000b)[5] insoweit eine Ausnahme, als sie neben den Translog-Ansatz eine andere Spezifikation stellen und mit diesem vergleichen.

Als zentrales Argument für die Verwendung der Translog-Spezifikation gilt i.d.R. ihre vermeintlich große Flexibilität. Diese lässt sich durch die Interpretation der Translog-Technologie als Taylor-Approximation zweiter Ordnung an eine beliebige Produktionstechnologie begründen. Allerdings zeigen Frondel/Schmidt (2002) am Beispiel der Substituierbarkeit von Kapital und Energie, dass die Flexibilität der Translog-Funktion systematisch überschätzt wurde und die auf Grundlage von Translog-Modellen ermittelten Kreuzpreiselastizitäten fast vollständig durch die in den Daten auftretenden Kostenanteile von Energie und Kapital bestimmt sind. Die analoge Berechnung von Kreuz- und Eigenpreiselastizitäten im Translog-Modell spricht für einen ähnlich starken Zusammenhang von Kostenanteil und Eigenpreiseffekten. Dieser ist jedoch nicht-linear[6] und damit schwerer zu fassen als für den Fall der Kreuzpreiselastizitäten. Trotzdem treiben auch in diesem Fall die Kostenanteile die Ergebnisse. Tatsächlich sehen einige der Autoren zumindest in Ansätzen dieses Problem. So stellt Uri (1977: 222) fest, dass die große Variationsbreite der von ihm geschätzten regionalen Preiselastizitäten letztlich nur die ausgeprägten Unterschiede in den Brennstoffkostenanteilen der einzelnen Regionen widerspiegelt.

Die starke Prädetermination der Elastizitätenschätzungen durch die Kostenanteile sehen Frondel/Schmidt (2002: 60–61) über das Translog-Modell hinaus auch für andere Spezifikationen, z.B. für „Generalizied Cobb-Douglas“. Im Fall der „Generalizied Leontief“-Spezifikation (Söderholm 2000a; 2000b) erkennen sie außerdem einen starken inversen Zusammenhang von Elastizitäten und Input-Output-Relationen. So entsteht allgemein der Eindruck, dass statische, vermeintlich flexibel spezifizierte[7] Strukturmodelle nicht flexibel genug sind, um die Frage nach der Substituierbarkeit von Inputfaktoren adäquat beantworten zu können. Nimmt man diesen Einwand ernst, kann in den geschätzten Preiselastizitäten der hier diskutierten Untersuchungen kaum mehr gesehen werden als eine Beschreibung der Brennstoffkosten- bzw.

[4] Dies sind Joskow/Mishkin (1977) und Ellis/Zimmerman (1983), sowie Seifi/McDonald (1986) im diskreten Teilmodell. In der stetigen Modellkomponenten arbeiten auch Seifi/McDonald mit dem Translog-Ansatz.

[5] Söderholm (2000b) verwendet ausschließlich eine Generalized-Leontief Spezifikation und verzichtet ganz auf ein Translog-Modell.

[6] Eigenpreiselastizitäten η_{ii} nehmen im Translog-Modell die Form $(\beta_{ii} / S_i) + S_i - 1$ an, wobei β_{ii} den Translog-Koeffizienten und S_i den korrespondierenden Kostenanteil bezeichnet. Außer für sehr kleine S_i ist η_{ii} maßgeblich durch $S_i - 1$ bestimmt (Frondel, Schmidt 2002).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Brennstoffeinsatzstruktur der jeweils verwendeten Datensätze. Und es erscheint fraglich, ob Prognosen möglicher Preiseffekte auf Grundlage der geschätzten Preiselastizitäten sinnvolle Ergebnisse liefern.

Eine mögliche Alternative könnte im Verzicht auf eine strukturelle Modellierung und damit verbunden der Interpretation von Schätzergebnissen als Parameter der Produktionstechnologie liegen. Der geringere Anspruch an die Interpretierbarkeit der Ergebnisse könnte zur Verbesserung der Prognosen von Preiseffekten beitragen. Von den hier betrachteten Untersuchungen geht nur Moody (1996) mit seinem VAR-Modell diesen Weg[8]. Dagegen werden die empirischen Teile der vorliegenden Arbeit an diese Überlegung anknüpfen und teilweise auf die Formulierung von Strukturmodellen verzichten.

4.3 Elektrizitätsspezifische Aspekte der Modellierung

Neben dieser allgemeinen Kritikpunkte an der ökonometrischen Standard-Modellierung von Produktionsprozessen treten spezielle Probleme auf, die sich auf die Besonderheiten des Elektrizitätssektors beziehen. So beruhen alle angesprochenen strukturellen Modelle unabhängig von der gewählten funktionalen Form auf der Annahme statischer Profitmaximierung oder Kostenminimierung. Es kann allerdings bezweifelt werden, dass damit der tatsächliche Daten generierende Prozess adäquat beschrieben ist.

Erstens ist das zugrunde liegende Optimierungsproblem vermutlich komplexer, als in Standard-Kostenminimierungs- oder Proftmaximierungsmodellen angenommen wird. Wie z.B. im dritten Kapitel für Deutschland dargestellt wird, sind Elektrizitätsmärkte i.d.R. hochgradig reguliert, und das Optimierungsproblem der Stromerzeuger unterliegt weit mehr Restriktionen als Marktpreisen und der gegebenen Produktionstechnologie. Aber selbst die Annahme gegebener Marktpreise erscheint problematisch, da einige Brennstoffmärkte – z.B. der für Braunkohle – sehr dünn sind und häufig enge Beziehungen zwischen einzelnen Nachfragern und Anbietern[9] bestehen.

[7] Die Linear-Logit-Spezifikation wurde im Papier von Frondel/Schmidt nicht untersucht. Considine (1989: 92) sieht in Bezug auf die Eigenpreiselastizitäten einen geringeren Einfluss der Kostenanteile als für die Translog-Spezifikatination. Er begründet dies damit, dass der eigene Kostenanteil nicht wie im Translog-Fall nicht-linear in die Elastizitätenformel einginge. Diese Argument überzeugt allerdings nur bedingt, und ähnliche Probleme wie für die Translog- oder der Generalized-Leontief-Spezifikation sind zu vermuten (vgl. Considine 1989: 85 für die Berechnung der Preiselastizitäten).

[8] Moody (1996) sieht im konkreten Fall jedoch keine Vorteile des nicht-strukturellen Ansatzes.

[9] Z.B. zwischen einzelnen Braunkohlekraftwerken und speziellen Abbaugebieten und den zugehörigen Bergbauunternehmen. Häufig betreiben die Energieversorgung den Braunkohlenabbau sogar in eigener Regie.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zweitens erscheint fraglich, ob die besonderen Produktionsbedingungen des Elektrizitätssektors durch die verwendeten Standardansätze angemessen erfasst werden. Elektrizität kann nicht in großem Maßstab gespeichert werden. Das Optimierungsproblem eines Energieversorgers besteht daher – sofern er überhaupt einen Anreiz zur Kostenminimierung hat (Abschnitt 4.2 im dritten Kapitel) – nicht darin, eine bestimmte Menge Strom in einem bestimmten Zeitraum möglichst billig zu produzieren, wie es ein übliches Kostenminimierungsmodell annimmt. Vielmehr muss ein Energieversorger – Kostenminimierung vorausgesetzt – versuchen, die Nachfrage nach elektrischer Leistung zu jedem Zeitpunkt zu minimalen Kosten zu befriedigen. Die Frage nach der optimalen Bedienung der Lastnachfrage bei im Tages- und Jahresrhythmus schwankender Nachfrage ist ein klassisches Problem der Energiewissenschaften (z.B. Banks 2000: 177ff.). Aus ökonometrischer Perspektive ergibt sich jedoch das Problem, dass die Identifikation einer derart komplexen Produktionsstruktur eine kontinuierliche Beobachtung der zentralen Variablen voraussetzen würde. Zumindest müssten Daten für sehr viele Zeitpunkte vorliegen. Dies ist aber nicht die Datensituation, mit der Ökonometriker typischerweise konfrontiert sind. Auf Grundlage monatlicher (z.B. Moody 1996), jährlicher (z.B. Söderholm 2001) oder gar Querschnittsdaten (z.B. Atkionson, Halvorsen 1976) erscheint es allerdings unmöglich, den wahren Daten generierenden Prozess zu identifizieren[10]. Auch aus diesem Grund erscheint der Verzicht auf eine strukturelle Modellierung eine zumindest „ehrlichere“ Strategie zu sein als das Festhalten an statischen Strukturmodellen.

Schließlich wurde bereits diskutiert, dass die Energiewahlentscheidung im Elektrizitätssektor unterschiedliche Dimensionen aufweist. Zum einen werden Investitionsentscheidungen bezüglich der Kapazitäten verschiedener Produktionstechniken getroffen. Diese lassen sich in eine diskrete Technikwahl und eine stetige Entscheidung bezüglich des Investitionsumfangs aufspalten. Gegeben vorhandene Kapazitäten hat ein Elektrizitätserzeuger dann über seine Brennstoffnachfrage zu entscheiden. Während die Investitionsentscheidungen den Energiemix langfristig bestimmen, kann es über eine veränderte Brennstoffnachfrage auch kurzfristig zu Energieträgersubstitution kommen.

Dieser Mehrdimensionalität tragen die bisherigen Analysen aber kaum Rechnung. Tatsächlich betrachten die meisten der untersuchten Papiere nur einen dieser Aspekte. So beleuchten die beiden reinen *discrete choice*-Modelle Joskow/Mishkin (1977) und Ellis/Zimmerman (1983) ausschließlich die diskrete Technikwahl. Da die meisten der übrigen Papiere aggregierte Daten verwenden, kann von ihnen dieser Gesichtspunkt gar nicht erfasst werden. Die stetige

[10] Das Problem, dass die Stromerzeugung pro Periode ein unbefriedigendes Maß des Outputs darstellt, da es Schwankungen der Lastnachfrage nicht berücksichtigt, wurde in ökonometrischen Untersuchungen selten problematisiert. Eine der wenigen Ausnahmen ist Stewart (1979).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Investitionsentscheidung wird in keinem dieser Papiere explizit modelliert. Brennstoffkostenanteile (alle Linear-Logit- und Translog-Kostenfunktionsmodelle), Brennstoffnachfragen (Atkinson/Halvorsen 1976) oder Input-Output-Relationen (Söderholm 2000a; 2000b), nicht aber brennstoffspezifische Kapazitäten[11] bilden die abhängigen Variablen. Somit richten sich die Analysen auf die Erklärung der Brennstoffnachfrage. Viele der Untersuchungen beschränken sich dabei explizit auf eine kurzfristige Perspektive (z.B. Atkinson/Halvorsen (1976); Bopp/Costello (1990); Söderholm (2000a, 2000b, 2001), indem sie ihre Ergebnisse als Energieträgersubstitution gegeben vorhandene Produktionskapazitäten interpretieren. Andere hoffen auch ohne explizite Modellierung langfristiger Investitionsentscheidungen, diese implizit über die Betrachtung der Brennstoffkostenanteile erfassen zu können (z.B. Griffin 1977; Uri 1977). Nur Seifi/McDonald (1986) untersuchen mit der diskreten Technikwahl und der stetigen Brennstoffnachfrage mehrere Dimensionen, wobei die Ergebnisse auch bezüglich des zweiten Aspekts als langfristig interpretiert werden. Allerdings werden von Seifi/McDonald lediglich zwei getrennte Analysen nebeneinander gestellt. Die Autoren formulieren weder ein theoretisches Modell, das diskrete Technikwahl und stetige Brennstoffnachfrage verknüpft, noch wird in der ökonometrischen Spezifikation einer möglichen stochastischen Verknüpfung beider Entscheidungen Rechnung getragen.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass aufgrund des regulatorischen Umfeldes und der komplexen Produktionsbedingungen im Elektrizitätssektor die fast ausschließlich verwendeten statischen Strukturmodelle nicht adäquat erscheinen. Zumindest ist die Interpretation der Schätzergebnisse als Strukturparameter der Produktionstechnologie zu stark. Ein Verzicht auf eine strukturelle Modellierung könnte aus dieser Perspektive eine besser Alternative darstellen. Andererseits ist in einer detaillierteren Modellierung, die sowohl die Faktornachfrage als auch Investitionsentscheidungen in verschiedene Produktionstechniken differenziert abbildet, eine Verbesserung gegenüber den bisher überwiegend verwendeten Ansätzen zu sehen.

4.4 CO_2-Emissionen und Energieträgerwahl

Die Bedeutung der Brennstoffwahl des Elektrizitätssektors für die Emissionen von Kohlendioxid wird in den betrachteten Untersuchungen kaum thematisiert, lediglich Söderholm streift diesen Aspekt in seinen Papieren. Da viele der Analysen vor einer über naturwissenschaftliche Fachkreise hinausgehenden Problematisierung möglicher Effekte von CO_2-Emissionen auf das Weltklima entstanden, ist darin zwar keine Schwäche zu sehen, aus heutiger

[11] Da im Fall von Mischfeuerung Kapazitäten nicht eindeutig brennstoffspezifisch sind, ist dieser Ansatz in der Praxis problematisch. Dies mag erklären, weshalb kein Papier brennstoffspezifische Kapazitäten als abhängige Variable betrachtet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Sicht verdient dieser Aspekt allerdings mehr Beachtung. So wird zum einen ein anthropogen verursachter Klimawandel wissenschaftlich kaum noch in Frage gestellt. Und zum anderen trägt der Energiesektor durch seine CO_2-Emissionen maßgeblich zu diesem bei. Wegen des proportionalen Zusammenhangs zwischen Brennstoffeinsatz und CO_2-Ausstoß berührt dies die Modellierung der Energieträgerwahl nicht direkt, da sich aus Brennstoffnachfrageelastizitäten leicht CO_2-Effekte ableiten lassen. Eine stärkere Berücksichtigung von CO_2-Emissionen ist daher vor allem eine Frage der Ergebnisinterpretation.

5. Der Beitrag dieser Arbeit

Die Diskussion der vorliegenden Literatur hat einige Defizite des Forschungstandes deutlich gemacht: Erstens die starke Konzentration auf US-amerikanisch und hoch aggregierte Daten und das Fehlen mikroökonometrischer Untersuchungen für Europa und insbesondere Deutschland; zweitens die überwiegende Verwendung von standardmäßigen Strukturmodellen, obwohl deren Fähigkeit, die tatsächlichen Strukturparameter der Produktionstechnologie zu identifizieren, skeptisch beurteilt werden muss und den Besonderheiten der Elektrizitätserzeugung kaum Rechnung getragen wird; drittens die weitgehende Vernachlässigung der CO_2- und Klimaproblematik.

Aus diesen Defiziten ergeben sich die Perspektiven für weitere ökonometrische Untersuchungen zur Energieträgerwahl in der Elektrizitätserzeugung. Die vorliegende Arbeit versucht, an diesen Überlegungen anzuknüpfen. In den folgenden Kapiteln soll das Thema daher explizit unter dem Gesichtspunkt der CO_2-Vermeidung betrachtet werden. Die in den bisherigen ökonometrischen Papieren stark vernachlässigte Bedeutung der Energieträgerwahl für die Klimaproblematik wird damit ins Zentrum der Betrachtung gerückt. Mikrodaten werden die Grundlage aller ökonometrischen Analysen bilden. Der Schwerpunkt wird auf der Auswertung deutscher Unternehmensdaten liegen. Damit versucht diese Arbeit die Lücke zu schließen, die die bisherige Literatur in Hinblick auf mikroökonometrische Analysen insbesondere für Deutschland aufweist. Die verwendeten Modelle sollen die unterschiedlichen Dimensionen der Energiemixentscheidungen abbilden, und damit in die Lage versetzt werden, zwischen langfristigen diskreten und stetigen Investitionsentscheidungen sowie der kurzfristigen Brennstoffnachfrage zu differenzieren. Außerdem wird der Versuch unternommen, diese Modellkomponenten durch eine entsprechende ökonometrische Spezifikation sinnvoll zu verknüpfen. Dies geht über die oben besprochenen Papiere insofern hinaus, als dort i.d.R. nur einzelne dieser Aspekte betrachtet oder unverknüpft nebeneinander gestellt wurden. Schließlich werden neben strukturellen auch nicht-strukturelle, möglichst robuste Modellansätze zur Anwendung kommen. Auf diesem Weg hofft diese Arbeit das Problem vieler struktureller Modelle zu um-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gehen, Schätzergebnisse, die letztlich nur deskriptive Statistiken der untersuchten Daten darstellen, als Strukturparameter der Produktionstechnologie zu interpretieren und daraus zu weitgehende oder in die Irre führende Schlüsse zu ziehen. Nicht alle diese Ansprüche können simultan erfüllt werden. Während das vierte und fünfte Kapitel deutsche Daten mittels einfacherer, robuster Modelle auswerten, steht im sechsten Kapitel die Verknüpfung stetiger und diskreter Modellkomponenten im Vordergrund. Zu diesem Zweck wird jedoch wieder auf amerikanische Daten und ein strukturelles Modell zurückgegriffen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Drittes Kapitel

Staatliche Regulierung: von der Elektrifizierung zur ökologischen Steuerreform

1. Vorgeschichte

Wie in den meisten westlichen Industriestaaten zählt die Elektrizitätsversorgung in Deutschland heute zu den stark regulierten Wirtschaftssektoren. Der derzeitige institutionelle bzw. regulatorische Rahmen spiegelt jedoch in weiten Teilen eine historische Entwicklung wider, die zumindest in ihren Anfängen gerade nicht von intensiver staatlicher Regulierung geprägt war. Diese historische Entwicklung soll nun in ihren Grundzügen dargestellt werden.

Bis in die frühen 1880er Jahre existierte in Deutschland keine öffentliche Stromversorgung. Lediglich kleine Blockanlagen versorgten einzelne, meist gewerbliche Abnehmer mit Elektrizität. Ab diesem Zeitpunkt kam es zur Gründung der ersten Elektrizitätsversorgungsunternehmen in Großstädten, z.B. in Stuttgart, Berlin und Dessau. Der von ihnen gelieferte elektrische Strom fand anfänglich fast ausschließlich in der öffentlichen Beleuchtung Verwendung, später kamen Straßenbahnen als wichtige Abnehmer hinzu. Allerdings setzte der Übergang von reinen Blockanlagen zur lokalen Versorgung die Kooperation der Erzeuger mit den jeweiligen Gemeinden voraus, da die nun notwendigen Leitungen i.d.R. über öffentliche Wege verlegt werden mussten, für die die Gemeinden das Wegerecht besaßen.

Vor diesem Hintergrund überrascht es nicht, dass viele Kommunen die öffentliche Stromversorgung gleich ganz in eigener Regie durchführten. Häufiger übernahmen jedoch private Unternehmen diese Aufgabe, die dazu Verträge mit den entsprechenden Gemeinden abschließen mussten (Müller, Stahl 1996: 280f.). Diese frühen Konzessionsverträge zeigten bereits die typischen Merkmale, die auch für die folgenden Jahrzehnte bestimmend bleiben sollten: Die Gemeinden erhielten für die Bereitstellung ihrer Wege eine Konzessionsabgabe vom Versorgungsunternehmen, das im Gegenzug im festgelegten Gebiet potenzielle Abnehmer exklusiv mit Strom beliefern durfte und sich verpflich-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tete, diese auch tatsächlich an das Netz anzuschließen (Pfaffenberger 1993: 3). Durch diese – zeitlich befristete – Garantie kommunaler Strommonopole wurden private Unternehmen motiviert, die großen Investitionen zu tätigen, die zum Aufbau eines (kommunalen) Energieversorgungssystems notwendig waren (Gröner 1975: 50f.).

Gegen 1900 setzte auch die Elektrifizierung der ländlichen Gebiete ein. Die ersten ländlichen Kraftwerke entwickelten sich noch aus Mühlen und Sägewerken, aus denen teilweise lokale Stromgenossenschaften hervorgingen. Später drängten jedoch auch die städtischen Versorgungsunternehmen aufs Land. Gleichzeitig entstanden teilweise auf Druck der Landesregierungen Überlandzentralen zur Versorgung ländlicher Regionen (Zängl 1989: 57). Einige deutsche Länder zeigten in der Aufbauphase des Elektrizitätsnetzes Ambitionen zur Kontrolle bzw. Regulierung des Elektrizitätssektors[1]. Der Bundesstaat hielt sich als Regulierer in Vergleich zu den Ländern aber zurück. So gab es zwar während und unmittelbar nach Ende des Ersten Weltkriegs im Rahmen der Sozialisierungsgesetze konkrete Vorhaben zur Verstaatlichung des Elektrizitätssektors. Diese wurden jedoch nie umgesetzt.

Während sich der Aufbau lokaler Versorgungsnetze unter Kontrolle der Gemeinden vollzog und die Länder insbesondere an regionalen Versorgungsnetzen interessiert waren, gingen von staatlicher Seite wenig Impulse zum Aufbau eines nationalen, länderübergreifenden Netzes aus. Die Initiative hierzu lag in erster Linie bei den großen Versorgungsunternehmen, die so den von ihnen zentral erzeugten elektrischen Strom über große Entfernungen direkt an Endverbraucher oder regionale und lokale Verteiler liefern konnten. Dies bildete den Grundstein für das deutsche Verbundsystem, in dem wenige große Elektrizitätserzeuger das Fernleitungsnetz betreiben (Zängel 1989: 104).

Nach Ende des Ersten Weltkriegs kam es zu starken Umstrukturierungen in der deutschen Elektrizitätsversorgung. Zum einen hatte dies technische Hintergründe: Die rapide Verbesserung von Produktions- und insbesondere Übertragungstechniken begünstigte die Errichtung großer, in der Nähe von Primärenergiequellen angesiedelter Kraftwerke. Die bis dahin zersplitterte, dezentrale Produktionsstruktur geriet dadurch unter Druck, und ein massiver Konzentrationsprozess setzte ein. Insbesondere kleinere kommunale Elektrizitätsversorger verließen den Markt und wurden teilweise von privaten Produzenten übernommen (Müller, Stahl 1996: 281). Andere schlossen sich zusammen, um gegenüber größeren Wettbewerbern konkurrenzfähiger zu werden, so beispielsweise zur VEW (Vereinigte Elektrizitätswerke Westfalen).

[1] Während z.B. in Baden versucht wurde, die Entwicklung kleiner kommunaler Energieversorger zu unterbinden, zielten Bayern und Sachen auf die Errichtung regionaler öffentlicher Versorger, die sich besser gegen private Konkurrenz behaupten können sollten. Schließlich übernahmen einige Länder, z.B. Bayern, das überregionale Versorgungsnetz auf ihrem Territorium.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zum anderen wurde der Konzentrationsprozess durch staatliche Interventionen begleitet und gefördert, die darauf zielten, Preis- und Übernahmekämpfe durch Demarkationsverträge zu vermeiden, so beispielsweise zwischen RWE, VEW und PreussenElektra.

Bereits Ende der zwanziger Jahre hatte sich schließlich ein dreistufiges Versorgungssystem etabliert, das im Wesentlichen bis Ende des 20. Jahrhunderts Bestand haben sollte (Müller, Stahl 1996: 282). Wenige große i.d.R. gemischtwirtschaftliche[2] Verbundunternehmen[3] dominieren den Elektrizitätssektor. Der Markt ist zwischen ihnen durch Demarkationsverträge aufgeteilt. Innerhalb ihrer jeweiligen Gebiete betreiben sie das Hochspannungsnetz und liefern Strom teilweise direkt an Endverbraucher, oder aber an die Versorger der nachgelagerten Regional- und Ortsstufe. Diese Verbundunternehmen waren und sind zugleich die mit Abstand größten Stromerzeuger.

Die darunter liegende Stufe bilden regionale Elektrizitätsversorger. Diese liefern vor allem von den großen Verbundgesellschaften erzeugten, aber auch selbst produzierten Strom über ihre Mittel- und Niedrigspannungsnetze entweder direkt an Endverbraucher oder aber an lokale Versorgungsunternehmen. Dabei ist die Verflechtung zwischen Verbundgesellschaften und regionalen Versorgern aufgrund langfristiger Lieferverträge und Kapitalbeteiligungen häufig sehr eng, so dass die Regionalstufe nur bedingt eine eigenständige Versorgungsebene bildet. Die zahlenmäßig größte Gruppe von Versorgungsunternehmen bilden lokale, i.d.R. in kommunalem Besitz befindliche Versorger. Manche dieser Stadt- oder Gemeindewerke produzieren in großem Maße selbst Strom. Häufiger verteilen sie jedoch in erster Linie – oft auch ausschließlich – von Verbund- und Regionalunternehmen bezogenen Strom über ihre lokalen Netze (z.B. Schiffer 1999: 159ff.). Von dieser allgemeinen Versorgung blieben im Wesentlichen nur die industriellen Eigenproduzenten von Elektrizität unabhängig. Ihre Bedeutung nahm jedoch kontinuierlich ab.

Die Versorgungsstruktur war somit durch starke Konzentration der Stromproduktion sowie lokale und regionale Monopole beim Transport und der Belieferung von Endverbrauchern gekennzeichnet. Als der Zentralstaat Mitte der dreißiger Jahre schließlich selbst verstärkt als Regulierer des Elektrizitätssektors in Erscheinung trat, sanktionierte er durch das Energiewirtschaftsgesetz (EnWG) von 1935 im Wesentlichen diese bestehenden Strukturen (Müller, Stahl 1996: 294f.).

[2] Sowohl privater (< 75 %) als auch öffentlicher (< 95 %) Kapitalanteil.

[3] RWE, PreussenElektra, Bayernwerk, VEW, Badenwerk AG, Energieversorgung Schwaben AG, Bewag und Hamburgische Electricitätswerke.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2. Regulierung nach dem Energiewirtschaftsrecht

2.1 Die Phase bis 1995

Bis in die neunziger Jahre bestimmte das Energiewirtschaftsgesetz von 1935, das durch die Bundestarifordnung Elektrizität (BTOElt) und Sonderregelungen im Gesetz gegen Wettbewerbsbeschränkung (GWB) begleitet bzw. rechtlich abgesichert wurde, die regulatorischen Rahmenbedingungen für die Elektrizitätswirtschaft. Hinzu kam die kommunale Wegehoheit.

Das EnWG zielte explizit darauf ab, „... die Energieversorgung so sicher und billig wie möglich zu gestalten ...“ (Präambel EnWG) und „... den notwendigen öffentlichen Einfluß in allen Angelegenheiten der Energieversorgung zu sichern [und] volkswirtschaftlich schädliche Auswirkungen des Wettbewerbs zu verhindern ...“ (Präambel EnWG). Das Gesetz interpretiert diesen Anspruch im Wesentlichen so, dass Wettbewerb als Mittel zur Erreichung der genannten Ziele weitgehend auszuschalten ist. Stattdessen installierte es eine staatliche Fachaufsicht mit weitgehenden Interventionsbefugnissen, die die „sichere und billige Energieversorgung“ gewährleisten sollte. Wettbewerb zwischen Stromanbietern wurde durch die rechtliche Verankerung von Versorgungsgebieten also regionale Monopolen unterbunden. Damit wurde die bereits vor 1935 eingetretene Entwicklung rechtlich sanktioniert. Der offensichtliche Konflikt mit allgemeinen wettbewerbsrechtlichen Grundsätzen wurde durch eine Sonderbestimmung in § 103 GWB aufgelöst, die bis zur Neufassung des Gesetzes 1998 die Freistellung der leitungsgebundenen Energiewirtschaft vom Wettbewerb erlaubte. Insbesondere wurden die §§ 1, 15 und 18 GWB außer Kraft gesetzt, so dass Demarkationsverträge zwischen regionalen Energieversorgern sowie exklusive Konzessionsverträge zwischen Kommunen und lokalen Versorgungsunternehmen zulässig waren (z.B. Kühne, Scholtka 1998: 1903).

Diese monopolistische Marktstruktur wurde zusätzlich durch extrem hohe Markteintrittsschranken abgesichert. So wurde in § 5 EnWG von Nicht-EVU eine Betriebsaufnahmegenehmigung verlangt, die allerdings zu verweigern war „wenn sie ein Gebiet betrifft, in dem bereits eine umfassende und geordnete Versorgung besteht, die durch die Tätigkeit eines neuen EVU beeinträchtigt würde“ (Büdenbender 1982: 47). Darüber hinaus konnte Energieversorgungsunternehmen, die ihrer Versorgungspflicht nicht nachkamen, der Betrieb untersagt und ein anderes EVU mit der Versorgung beauftragt werden. Somit wurde auch für den Fall des „Freiwerdens eines Versorgungsgebiets“ neuen Anbietern der Marktzutritt verwehrt, was die Konzentration im Elektrizitätsmarkt weiter förderte.

Neben dem Marktzutritt regelte das EnWG auch eine intensive Investitionskontrolle der Energieversorger. So waren nach § 4 EnWG der Bau, die Er-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

neuerung, die Erweiterung oder Stilllegung von Energieanlagen der Aufsichtsbehörde zu melden und konnten von ihr untersagt werden. Diese sehr weit gefassten Interventionsmöglichkeiten wurden in verschiedener Form ausgefüllt. So wurde 1964 zur Steuerung der Größenstruktur des Kraftwerkparks ein Richtwert von mindestens 300 MW Leistung für neu zu errichtende Kraftwerksblöcke per Erlass vorgegeben und damit die Zentralisierung der Stromerzeugung nochmals gefördert. In den verschiedenen Verstromungsgesetzen verankerte man zahlreiche Maßnahmen zur Förderung des Brennstoffs Steinkohle, z.B. durch restriktive Genehmigungspflichten für die Errichtung von Öl- und Gaskraftwerken (Abschnitt 3).

Während den Stromversorgern durch das EnWG monopolistische Marktbedingungen gesetzlich garantiert wurden, stellte man die Preisbildung unter staatliche Aufsicht. Diese wurde in zwei unterschiedlichen Gesetzen festgeschrieben und unterschiedlich motiviert, so dass es zu konkurrierenden Zielen der Preisaufsicht kommen konnte. Zum einen schrieb § 7 EnWG selbst eine staatliche Preisaufsicht fest. Konkretisiert wurde diese durch die Festlegung einer Grundstruktur der Stromtarife in der „Bundestarifordnung Elektrizität". Dort wurden die Preisdifferenzierung zwischen Haushalten, gewerblichen und landwirtschaftlichen Abnehmern und Sondervertragskunden, sowie ein zweiteiliger Tarifaufbau verankert[4]. Ab 1982 konnte der Tarif für Sondervertragskunden allerdings frei vereinbart werden, die Preise der Stromabgabe an andere Versorger wurden 1990 dagegen ebenfalls der Preisaufsicht unterworfen.

Ohne explizite Festlegung im Gesetzestext orientierte sich die Kontrolle der Strompreise grundsätzlich an den Kosten des jeweiligen Versorgungsunternehmens. „Angestrebt wird ... ein sogenannter ‚kostennaher' oder ‚verursachungsgerechter' Preis, dessen Höhe es also dem EVU gestatten soll, seine Kosten zu decken" (Gröner 1984: 125f.). Große Versorger waren daher verpflichtet ihre Kostenstruktur der jeweiligen Regierungsbehörde jährlich, kleinere Versorger zweijährlich offen zu legen. Trotz einer bundeseinheitlichen Richtlinie, den „Leitsätzen für die Preisermittlung auf Grundlage von Selbstkosten", waren in der Praxis die Details der Preisaufsicht aber weder transparent noch in den Regulierungsbehörden der jeweiligen Länder einheitlich (Müller, Stahl 1996: 297ff.).

Neben die Preisaufsicht nach dem EnWG verankerte das Kartellrecht in § 103 GWB im Rahmen der Missbrauchsaufsicht eine zweite Säule der Preiskon-

[4] Dieser Tarif kombiniert einen in der Stromabnahme linearen Arbeitspreis mit einem sog. Leistungspreis, der an der Leistungsaufnahme anknüpfen soll. Da die Leistungsaufnahme zumindest von Tarifkunden jedoch nicht gemessen wird, gewinnt der Leistungspreis den Charakter eines fixen Grundpreises (Gröner 1984: 124). Darüber hinaus werden Obergrenzen für Grund- und Arbeitspreis bei Haushalten festgelegt sowie der Arbeitspreis bei gewerblichen Abnehmern unter Aufsicht der bei den Ländern angesiedelten Kontrollbehörden gestellt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

trolle: Die Kartellbehörden sollten sicherstellen, dass die Energieversorger ihre – staatlich garantierte – marktbeherrschende Position nicht missbräuchlich, z.B. in Form überhöhter Preise, ausnutzten. Während bis Mitte der sechziger Jahre auch das Kartellamt im Rahmen seiner – fallweisen – Preiskontrollen „Kostenpreise" als Missbrauchskriterium verwendete, zog es nach 1965 Preisvergleiche zwischen Nachbar- bzw. Lieferunternehmen als Kriterium heran. Allerdings erwiesen sich Preisvergleiche zur Identifikation missbräuchlich überhöhter Monopolpreise nur kurzfristig als effektives Instrument der Kartellbehörden. In einer Entscheidung von 1972 verlangte der BGH, dass Kosten, die auf strukturelle Besonderheiten von Versorgungsgebieten zurückzuführen seien, bei der Preissetzung voll berücksichtigt werden dürften, ohne dass dadurch ein Missbrauch einer marktbeherrschenden Position vorläge. Da die damit zum Nachweis eines Missbrauchs implizit geforderte exakte Trennung von gebiets- und unternehmensspezifischen Kostenkomponenten nicht möglich war, kam nach 1972 eine effektive Preisaufsicht nach dem GWB quasi zum Erliegen. Erst 1990 wurde durch eine Novelle des GWB wieder versucht, die Missbrauchsaufsicht der Kartellbehörden zu stärken. Missbräuchliche Ausnutzung einer marktbeherrschenden Position wurde nun als Abweichung von dem Verhalten definiert, das unter freiem Wettbewerb zustande käme („Als-ob-Wettbewerb"; Müller, Stahl 1996: 300). Allerdings waren – naheliegenderweise – der Operationalisierbarkeit auch dieses Ansatzes enge Grenzen gesetzt, so dass die Effektivität von Preiskontrollen durch die Kartellbehörden weiterhin eingeschränkt blieb.

2.2 Liberalisierung ab 1996

Zu einem grundlegenden Wechsel des regulatorischen Rahmens kam es erst Mitte der neunziger Jahre. Mit der Richtlinie 96/92/EG von 1996 beschloss die Europäische Union eine umfassende Vereinheitlichung und Liberalisierung des europäischen Elektrizitätsmarktes. Die Umsetzung in deutsches Recht erfolgte 1998 mit dem *Gesetz zur Neuregelung des Energiewirtschaftsrechts*, dessen erster Artikel das alte Energiewirtschaftsgesetz ablöste.

Kernpunkt der Liberalisierungsbemühungen des Gesetzes ist die generelle Öffnung der Elektrizitätsnetze für Stromanbieter, die diese Netze nicht selbst betreiben. Dadurch wird Endverbrauchern ermöglicht, Elektrizität von anderen Anbietern als dem lokalen Netzbetreiber zu kaufen. Im Gegensatz zu den Vorstellungen der EU-Richtlinie sieht das Gesetz keine schrittweise, sondern eine umfassende Marktöffnung vor (Büdenbender 1999: 62). Das Gesetz bietet dabei zwei Alternativen an, nach denen der Netzzugang gestaltet werden kann: Das Regelverfahren soll der „Verhandelte Netzzugang" sein, während das „Alleinabnehmersystem" genehmigungspflichtig ist. Beide Alternativen legen im Wesentlichen fest, dass der Netzbetreiber dem Stromlieferanten sein Netz für die Durchleitung unter Bedingungen zur Verfügung stellen muss, die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nicht ungünstiger sind als diejenigen, die innerhalb des eigenen Unternehmens gelten (§§ 6–8). Die Alternativen unterscheiden sich aber insoweit, als im ersten Fall tatsächlich die Durchleitung als Dienstleistung bezahlt, im zweiten Fall der gelieferte Strom vom Netzbetreiber formal übernommen wird und der dabei zu zahlende Preis die Vergütung der Durchleitung berücksichtigt[5]. Der sicherlich problematischste Aspekt der Regelungen zum Netzzugang liegt jedoch in der Ermittlung von Preisen für die Stromdurchleitung. Die Energierechtsnovelle verlangt daher eine getrennte Buchführung für Produktions-, Übertragungs- und Verteilungsaktivitäten eines Versorgungsunternehmens, um in deren Rechnungslegung zumindest kalkulatorische Preise für die Durchleitung von Strom erscheinen zu lassen (§ 9). Inwieweit dies das Problem monopolistisch überhöhter Durchleitungsgebühren tatsächlich löst, bleibt allerdings fraglich.

Das Gesetz eröffnet dem Bundeswirtschaftsministerium sowohl im Fall des „Verhandelten Netzzugangs" als auch des „Alleinabnehmersystems" Interventionsmöglichkeiten; eine Regulierungsbehörde für den Elektrizitätssektor, die die Bedingungen des Netzzugangs überwacht, ist im Gesetz jedoch nicht vorgesehen. Stattdessen wurde zwischen den Wirtschaftverbänden BDI, VIK und VDEW[6] eine privatwirtschaftliche Einigung erzielt, die detaillierte Regeln für die Durchleitung bestimmt.

Die Aufhebung der Elektrizitätsmonopole durch die Öffnung der Verteilernetze wurde auch kartellrechtlich durch eine in die Energierechtsnovelle integrierte Änderung des GWB fixiert. So wurde § 103b ins GWB eingefügt, der die Befreiung des Elektrizitätssektors von allgemeinen Bestimmungen des Kartellrechts aufhebt[7]. Die umfangreichen Aufsichts- und Interventionsbefugnisse der Regulierungsbehörden insbesondere in Hinblick auf die Investitionsentscheidungen der Elektrizitätsversorger fielen ebenfalls weg (§ 4 EnWG von 1935). Lediglich die Aufnahme der Elektrizitätsversorgung bedarf weiterhin einer Genehmigung (§ 3).

Die allgemeine Anschluss- und Versorgungspflicht sowie die Preisaufsicht blieben jedoch bestehen. Netzbetreiber, die in einer Gemeinde als allgemeine Versorger tätig sind, sind daher weiterhin verpflichtet, jeden Verbraucher an das Netz anzuschließen und zu einem „Allgemeinen Tarif" mit Strom zu ver-

5 Das schon in der Richtlinie 96/92/EG vorgesehene „Alleinabnehmersystem" wird als Konzession an diejenigen EU-Mitgliedstaaten (insbesondere Frankreich) interpretiert, die zumindest formal die Monopolstellung ihrer Versorgungsunternehmen aufrecht erhalten wollten (Büdenbender 1999: 69).

6 Bundesverband der deutschen Industrie (BDI), Verband der Industriellen Energie- und Kraftwirtschaft (VIK) und Verband der Elektrizitätswirtschaft (VDEW).

7 Durch die kurz darauf erfolgte Änderung des GWB – *Sechstes Gesetz zur Änderung des Gesetzes gegen Wettbewerbsbeschränkungen* – vom 26. August 1998 wurde § 103 schließlich ganz gestrichen, einige seiner Bestimmungen blieben für die Wasserversorgung allerdings weiter in Kraft.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sorgen. Preisdiskriminierung zwischen verschiedenen Gemeinden wird durch untersagt, und möglichst einheitliche Allgemeine Tarife werden gefordert (§ 10). Diese Allgemeinen Tarife unterliegen der Aufsicht und einem Genehmigungsvorbehalt, wobei die alte BTOElt unverändert in Kraft blieb (§ 11). Die im Wegerecht der Kommunen begründete Praxis der Konzessionsverträge und -abgaben wurde durch das neue Energiewirtschaftsgesetz ebenfalls bestätigt (§ 13, 14) Allerdings werden die Gemeinden verpflichtet, solche Verträge diskriminierungsfrei mit allen Unternehmen abzuschließen, die eine Konzessionsabgabe in Höhe des behördlich festgelegten Höchstsatzes zu zahlen bereit sind. Damit besteht für Wettbewerber zumindest potenziell die Möglichkeit, parallele Netze aufzubauen (Büdenbender 1999: 66).

3. Direkte Regulierung der Energieträgerwahl

Die in Abschnitt 2 dargestellten Regelungen beeinflussen das Verhalten der Energieversorger zwar im Allgemeinen und damit potenziell auch deren Brennstoffwahl. Dies war jedoch nicht Intention des EnWG und seiner Reform von 1998. Tatsächlich wurde allerdings durch andere rechtliche Instrumente massiv versucht, auf den Energiemix einzuwirken, wobei insbesondere energiepolitische später, auch umweltpolische Erwägungen die zentrale Rolle spielten. Im Weiteren werden die wichtigsten dieser staatlichen Eingriffe dargestellt.

3.1 Verstromungsgesetze

Seit Ende der fünfziger Jahre verlor deutsche Steinkohle insbesondere wegen ungünstiger Abbaubedingungen zunehmend ihre internationale Wettbewerbsfähigkeit. Mit ähnlichen Problemen sahen sich die mit Deutschland in der „Montanunion“ zusammen geschlossenen westeuropäischen Staaten konfrontiert (z.B. Söderholm 1998b). Um den deutschen Steinkohlenbergbau aufrecht zu erhalten, wurde eine Reihe von Gesetzen – die sog. Verstromungsgesetze – erlassen, die zum Ziel hatten, den Einsatz deutscher bzw. europäischer Kohle in Kraftwerken zu fördern. Im Gesetz zur Förderung der Verwendung von Steinkohle in Kraftwerken (*Erstes Verstromungsgesetz*) von 1965 wurden neu errichteten Kraftwerken, die ausschließlich Gemeinschaftskohle verbrennen, und bestehenden Anlagen, die auf die Nutzung von Gemeinschaftskohle umgestellt wurden, Steuervergünstigungen gewährt.

Das *Zweite Verstromungsgesetz* (Gesetz zur Sicherung des Steinkohleneinsatzes in der Elektrizitätswirtschaft) von 1966 intensivierte die Unterstützung heimischer Steinkohle. Zum einen legt es eine Zielvorgabe von etwa 50 % für den Anteil von Steinkohle am Primärenergieeinsatz in der Elektrizitätsversorgung fest. Zum anderen wurden nun direkt Subventionen für den Einsatz von Gemeinschaftskohle gewährt (§ 1). Darüber hinaus stellte man den Einsatz von Heizöl zur Elektrizitätserzeugung unter Genehmigungsvorbehalt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Kriterien zur Erteilung einer solchen Genehmigung waren dabei zum Teil explizit energiepolitisch bestimmt. „In anderen Fällen ist die Genehmigung zu erteilen, soweit der Einsatz des Heizöls die Erhaltung des in § 1 Abs. 1 bezeichneten Anteils der Gemeinschaftskohle an der Erzeugung elektrischer Energie nicht gefährdet“ (§ 2 Abs. 3). Daneben sollte eine Genehmigung allerdings auch solchen Kraftwerken gewährt werden, denen eine Umstellung von Öl auf Kohle nicht oder nur unter sehr hohen Kosten möglich war.

Mit der „Ölkrise“ von 1973 trat neben der Förderung des Steinkohlenbergbaus die Sicherheit der Energieversorgung in den Mittelpunkt der energiepolitischen Zielsetzungen. Die Versorgungssicherheit wurde damit zum zweiten zentralen Argument für die staatliche Bevorzugung heimischer Steinkohle. Dies fand seinen Niederschlag im Gesetz über die weitere Sicherung des Einsatzes von Gemeinschaftskohle in der Elektrizitätswirtschaft (*Drittes Verstromungsgesetz*) von 1974. Die Sicherung der Energieversorgung wurde dort mit dem Festschreiben konkreter Einsatzmengen von Steinkohle verknüpft. „Im Interesse der Sicherheit der Elektrizitätsversorgung soll der Anteil der Gemeinschaftskohle an der Erzeugung von elektrischer Energie ... in einer Höhe erhalten werden, die bis einschließlich 1980 einen jährlichen Einsatz deutscher Steinkohle von durchschnittlich 33 Mill. t Steinkohleneinheiten (SKE), mindestens jedoch von 30 Mill. t SKE im einzelnen Jahr gewährleistet“ (§ 1 Abs. 1). Das Gesetz legte fest, dass die damit verbundenen Mehrkosten durch Zuschüsse auszugleichen waren. Finanziert wurden diese über eine „Ausgleichsabgabe“, die von den Elektrizitätsversorgern geleistet, aber auf die Endverbraucher überwälzt werden sollte. Faktisch wurde der Einsatz von deutscher Steinkohle somit über eine spezielle Stromsteuer, den sog. Kohlepfennig, finanziert.

Neben dem Festlegen konkreter Kohlemengen verschärfte das Dritte Verstromungsgesetz die Genehmigungspflicht für nicht mit Kohle betriebene Kraftwerke. So unterlag die Errichtung von Anlagen über 10 MW, die Heizöl oder Gas verfeuerten, grundsätzlich einem Genehmigungsvorbehalt (§ 8 Abs. 1). Die durch das EnWG bereits bestehende Investitionsaufsicht wurde somit durch das Dritte Verstromungsgesetz konkretisiert und energiepolitisch motiviert, durfte eine Genehmigung doch nur erteilt werden, „wenn die Errichtung des Kraftwerks ... energiepolitisch unbedenklich ist.“ Über diese Restriktionen bezüglich der Investitionsentscheidungen hinaus, weitete das Gesetz auch die Genehmigungspflichten für den Brennstoffeinsatz in bestehenden Anlagen aus. War im Zweiten Verstromungsgesetz lediglich Heizöl betroffen, musste nun auch der Einsatz von Erdgas genehmigt werden (§ 8 Abs. 2). Entsprechende Genehmigungspflichten wurden 1975 durch die Richtlinien 75/404/EWG und 75/405/EWG auch auf europäischer Ebene verankert.

Die durch das Dritte Verstromungsgesetz eingeführte Praxis, bestimmte Steinkohlemengen für den Einsatz in der Elektrizitätsversorgung festzulegen,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

wurde über den dort festgelegten Zeitraum hinaus fortgeführt. Im Jahr 1980 wurde der „Jahrhundertvertrag" zwischen den Verbänden des Steinkohlenbergbaus und der Elektrizitätswirtschaft geschlossen, der entsprechende Kohlemengen bis zum Jahr 1995 bestimmte. Diese wurden dann in die Neufassung des Dritten Verstromungsgesetzes von 1980 aufgenommen. Zusätzlich unterlag der Einsatz von Importsteinkohle gesetzlichen Beschränkungen.

Durch das „Gesetz zur Sicherung des Einsatzes von Steinkohle in der Verstromung und zur Änderung des Atomgesetzes und des Stromeinspeisungsgesetzes" von 1994 dessen Artikel 2 als *Viertes Verstromungsgesetz* bezeichnet wird, kam es nochmals zu einer Änderung der Steinkohleförderung. Das Ziel des Gesetzes: „... in den Jahren 1996 bis 2005 ein[en] angemessene[n] Beitrag deutscher Steinkohle zur Erzeugung von elektrischer Energie ... in Kraftwerken [zu] gewährleiste[n] ..." glich dem seiner Vorgänger. Auf die Festlegung konkreter Mengen wurde jedoch verzichtet und keine Kompensation der Kraftwerksbetreiber für den Einsatz teurer heimischer Kohle vereinbart, sondern dem Steinkohlebergbau unmittelbar Mittel zu Verfügung gestellt[8]. Unverändert blieb jedoch die Finanzierung der Subventionen über den nun als Verstromungsabgabe bezeichneten „Kohlepfennig" (Art 1 § 4 und § 6). Im selben Jahr wurde der Kohlepfennig jedoch vom Bundesverfassungsgericht für mit dem Grundgesetz nicht vereinbar erklärt und eine Frist bis Ende 1995 gesetzt, in der er noch erhoben werden dürfe (Beschluss des Zweiten Senats vom 1. Oktober 1994).

Im „Gesetz zur Umstellung der Steinkohleverstromung ab 1996" von 1995 dessen Artikel 5 als *Fünftes Verstromungsgesetz* bezeichnet wird, und dem „Gesetz zur Neuordnung der Steinkohlesubventionen" von 1997 wurde dieser neuen Rechtslage Rechnung getragen. Durch das Gesetz von 1995 ging die Finanzierung der Steinkohlesubventionen direkt auf den Bundeshaushalt über (Art. 5 § 1 Abs. 2), wobei der Subventionssatz an den Preis von Importkohle gekoppelt wurde (Art. 5 § 1 Abs. 3). Das Gesetz von 1997 legte den Gesamtumfang der Subventionen für die Jahre bis 2005 fest (Art. 1 § 1 Abs. 2). Wichtiger erscheint jedoch, dass im Zuge dieser Gesetze auch die Restriktionen bezüglich Gas und Öl als Brennstoffe in der Elektrizitätserzeugung aufgehoben wurden. In Art. 2 § 12 des Gesetzes von 1995 wird nur noch der Bau von Ölkraftwerken unter Genehmigungsvorbehalt gestellt. Im Gesetz von 1997 fallen schließlich sämtliche Genehmigungspflichten weg (Art. 4).

Während die Subventionierung deutscher Steinkohle zwar fortgeführt aber verringert wurde, kamen in jüngster Zeit neue Schutzmaßnahmen für ostdeut-

[8] Jeweils 7 Mrd. DM für die Jahre 1996 bis 2000 und ein später festzulegender geringerer Betrag für die Jahre 2001 bis 2005. Für die Folgejahre wurden Subventionen zumindest in Aussicht gestellt (Art. 1 § 3).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sche Braunkohle[9] hinzu. In die Neuregelung des Energiewirtschaftsrechts (Abschnitt 2.2) wurde eine vorerst bis 2005 befristete Klausel (Art. 4 § 3) aufgenommen, die Beschränkungen des Netzzuganges mit der „Notwendigkeit einer ausreichend hohen Verstromung von Braunkohle“ aus den neuen Bundesländern rechtfertigt. Aus Braunkohle erzeugter Strom soll dort somit vorerst vor dem Wettbewerb geschützt werden.

3.2 Kernenergiepolitik

Bis in die sechziger Jahre wurden die Großkraftwerke in Norden und Westen Deutschlands fast ausschließlich mit Stein- oder Braunkohle betrieben, während im Süden insbesondere in Bayern, zu dieser Zeit noch die Wasserkraft dominierte (Zängl 1989: 105). Ab den frühen fünfziger Jahren wurde in der Kernenergie jedoch eine potenzielle Alternative zu fossilen Brennstoffen und Wasserkraft gesehen. Allerdings war angewandte Kernforschung in Deutschland durch das Kontrollrats-Gesetz Nr. 23 verboten. Dieses Gesetz wurde durch die Pariser Verträge 1955 aufgehoben. Daraufhin kam es zur Schaffung der institutionellen Voraussetzungen für eine staatlich unterstützte Kernforschung in Deutschland (Zängl 1989: 240). Noch im gleichen Jahr wurde das „Bundesministerium für Atomfragen“[10] eingerichtet, 1956 die „Deutsche Atomkommission“[11] als wissenschaftliches Beratungsgremium der Bundesregierung ins Leben gerufen, 1958 die Europäische Atomgemeinschaft beschlossen und 1959 das „Gesetz über die friedliche Verwendung der Kernenergie und den Schutz gegen ihre Gefahren“ (*Atomgesetz*) verabschiedet.

Das Atomgesetz stellte den Umgang mit spaltbaren Stoffen und den Betrieb kerntechnischer Anlagen unter zahlreiche Genehmigungsvorbehalte (§§ 3–7) und staatliche Aufsicht (§ 19). Darüber hinaus wurden Betreiber solcher Anlagen zur Vorsorge („Deckungsvorsorge“) gegen Schadensersatzansprüche (§ 13) verpflichtet, deren Höhe die Genehmigungsbehörden festlegten. Der Staat sicherte sich somit umfangreiche Einflussmöglichkeiten auf die Entwicklung der Kernenergie. Insbesondere wurden die Kosten der Kraftwerksbetreiber über die Höhe der Deckungsvorsorge von der staatlichen Einschätzung kerntechnischer Gefahren abhängig gemacht.

Parallel lief mit den von der Deutschen Atomkommission ausgearbeiteten Atomprogrammen die staatliche Planung und Förderung der Kernforschung und -technik an. Obwohl bereits 1961 das erste deutsche Kernkraftwerk den

9 Westdeutsche Braunkohle blieb von der Kohlepolitik der sechziger bis neunziger Jahre weitgehend unberührt. Sie wurde weder subventioniert, noch wurde systematisch versucht, ihren Einsatz zu Gunsten von Steinkohle zurückzudrängen.

10 Später wurde es mehrfach umbenannt und mit unterschiedlich zugeschnittenen Aufgabenbereichen ausgestattet.

11 Vorläufer der Strahlenschutzkommission.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Versuchsbetrieb aufnahm, wurden die Zielvorgaben des ersten Atomprogramms (Laufzeit 1956 bis 1962) bezüglich der Anzahl zu errichtender Kernreaktoren nicht erreicht. Die Energieversorger zeigten trotz Förderung wenig Bereitschaft, im großen Maßstab in die Kernenergie zu investieren. In den folgenden Atomprogrammen Zwei bis Vier (1963 bis 1967; 1968 bis 1972; 1973 bis 1976) wurden die Fördermittel daher von 1,5 Mrd. DM im ersten Atomprogramm auf 3,8, dann 4,9 und schließlich 9 Mrd. DM angehoben und einzelne Großprojekte – v.a. der Reaktorbau – gezielter gefördert (Kitschelt 1980). Daraufhin stiegen die großen Energieversorger massiv in den Bau kommerzieller Kernkraftwerke ein. Tatsächlich erfolgte in dieser Phase die Mehrzahl aller Bestellungen und Genehmigungen deutscher Kernkraftwerke.

Ab Mitte der siebziger Jahre verlor die Entwicklung der Kernenergie jedoch wieder an Dynamik. Im Licht der ersten Ölkrise erschien die Kernenergie zunächst noch als versorgungssichere Alternative zu importiertem Mineralöl. Mit der Verteuerung von Energie wurden die Stromverbrauchsprognosen allerdings stark nach unten korrigiert. Die ehrgeizigen Ausbaupläne wurden daher revidiert, zahlreiche Bestellungen von Reaktoren storniert. Erst 1982 gaben die Stromerzeuger wieder den Bau dreier Kernreaktoren in Auftrag (Graichen 2002: 32f.).

Daneben verlor die Kernenergie jedoch auch an gesellschaftlicher Akzeptanz. Hatte es schon seit den siebziger Jahren eine starke „Anti-Atomkraft-Bewegung“ gegeben, gewannen nach der Reaktorkatastrophe von Tschernobyl kernkraftkritische Positionen die Meinungsführerschaft. Die Forderung nach einem völligen Ausstieg aus der Kernenergie fand breitere gesellschaftliche Zustimmung. In Folge dessen kam die politische Förderung des Kernenergieausbaus weitgehend zum Erliegen (Briem et al. 1985). Mehrere „Prestigeprojekte“ – z.B. der Schnelle Brüter und die Wiederaufarbeitung – wurden fallen gelassen. Das letzte neue Kernkraftwerk ging 1989 ans Netz.

1998 kam schließlich eine Bundesregierung in die Verantwortung, die zumindest in Teilen einen völligen Ausstieg aus der Kernenergie anstrebte. Nach intensiven Verhandlungen mit den Kraftwerksbetreibern wurde die „Vereinbarung zwischen der Bundesregierung und den Energieversorgungsunternehmen vom 14. Juni 2000“ erzielt. Diese sah im Wesentlichen vor, dass die bestehenden Kernkraftwerke nach Produktion einer Reststrommenge ihre Betriebsgenehmigung verlieren sollten. Die Reststrommengen wurden dabei so bemessen, dass die Gesamtproduktion eines Kraftwerks 32 Jahren Durchschnittsbetrieb entspricht[12]. Eine Entschädigung der Kraftwerksbetreiber wurde nicht vorgesehen. Allerdings dürften innerhalb des garantierten Regelbetriebs von 32 Jahren die Kraftwerke vollständig abgeschrieben sein. Die In-

[12] Die Möglichkeit einer Reallokation der Reststrommengen zu Lasten alter und zu Gunsten neuerer Anlagen wurde dabei offen gehalten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

halte dieser Vereinbarung wurden 2002 in die Änderung des Atomgesetzes (*Gesetz zur geordneten Beendigung der Kernenergienutzung zur gewerblichen Erzeugung von Elektrizität*) aufgenommen. Außerdem sieht der geänderte Art. 1 § 7 Atomgesetz nun vor, dass keine Genehmigungen für den Bau neuer kerntechnischer Anlagen zur gewerblichen Erzeugung von Elektrizität erteilt werden. Mit einem Zeithorizont mehrerer Jahrzehnte ist somit ein völliges Auslaufen der Kernenergienutzung in Deutschland vorgesehen.

3.3 Stromeinspeisungsgesetz und EEG

Neben der Förderung von heimischer Kohle und Kernenergie entwickelte sich im Zuge eines erstarkten Umweltbewusstseins Ende der achtziger Jahre auch die Förderung erneuerbarer Energien zum energiepolitisches Ziel. Obwohl zumindest anfänglich regenerative Energien nicht als Option zur Elektrizitätserzeugung in größerem Maßstab betrachtet wurden, entstanden doch viele kleine Anlagen zur Eigenversorgung von Letztverbrauchern. Diese standen jedoch vor dem Problem, den Teil der Stromerzeugung, der nicht selbst verbraucht wurde, nicht ohne weiteres an andere Verbraucher weitergeben zu können, da die Verteilungsnetze von den jeweiligen Stromversorgern kontrolliert wurden. Diese waren i.d.R. nur zu für die Erzeuger unvorteilhaften Bedingungen bereit, diesen Strom zu übernehmen und ins Netz einzuspeisen.

Das Stromeinspeisungsgesetz von 1990 verpflichtete die lokalen Versorger dazu, Strom, der aus Wasserkraft, Windkraft, Sonnenenergie, Deponiegas, Klärgas oder organischen Abfällen gewonnen wurde, in ihr Netz einspeisen zu lassen, soweit es sich um kleine Erzeugungsanlagen handelte. Entscheidend war jedoch, dass in § 2 eine von den Versorgern zu zahlende Mindestvergütung als Anteil[13] am Durchschnittserlös des Versorgers festgelegt wurde. Somit erhielten die Produzenten eine Abnahmegarantie zu einem – zumindest für Windkraft – in Relation zu den Produktionskosten hohen Preis. In den Folgejahren kam es daraufhin zu einer enormen Ausweitung insbesondere der Windkraftkapazitäten, und das Stromeinspeisungsgesetz geriet unter starken juristischen und politischen Druck. Im Zuge der EnWG-Novelle kam es schließlich auch zu einer Änderung des Stromeinspeisungsgesetzes. Die Abnahmepflicht eines Versorgungsunternehmens wurde dabei faktisch auf maximal 5 % der über sein Netz abgegebenen Elektrizitätsmenge begrenzt (Art. 3 § 4 Gesetz zur Neuregelung des Energiewirtschaftsrechts).

Schließlich trat im Jahr 2000 das Gesetz für den Vorrang Erneuerbarer Energien (Erneuerbare-Energien Gesetz EEG) an die Stelle des Stromeinspeisungsgesetzes. Neben dem expliziten Verweis auf Klima- und Umweltschutz (§ 1), der im Stromeinspeisungsgesetz fehlte, beinhaltet das EEG auch einige

[13] Im Fall von Wasserkraft, Deponiegas, Klärgas und organischen Abfällen 75 %, im Fall von Sonnenenergie und Windkraft 90 %.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

inhaltliche Änderungen. Die Leistungsobergrenze für einspeisungsberechtigte Anlagen wurde im Fall von Biomasse erhöht und für Windkraftanlagen aufgehoben, so dass auch große Windkraftanlagen unter die Regelungen des EEG fallen (§ 2). Die an Durchschnittserlöse der Abnehmer gekoppelten Vergütungen wurden durch einheitliche Vergütungssätze ersetzt, die nach Erzeugungstechnik und (teilweise) Anlagengröße gestaffelt sind (§§ 4–8). Die Verteilung der Anschlusskosten an das Versorgungsnetz wurde geregelt (§ 10)[14]. Schließlich schreibt das Gesetz vor, dass die Mehrkosten der verpflichtenden Abnahme von Strom aus regenerativen Energien zwischen den Netzbetreibern auszugleichen sind (§ 11).

Zusätzlich zu den Regelungen des EEG bezüglich der Netzeinspeisung, die für durch Photovoltaik erzeugten Strom sehr hohe Vergütungssätze vorsehen, kam es – außerhalb des EEG – zu einer direkten Subventionierung der Errichtung von Photovoltaikanlagen. So wurden im Rahmen der 1990 bzw. 1999 aufgelegten „Tausend-" und „Hunderttausend-Dächer-Programme" die Installation entsprechender Solaranlagen durch Zuschüsse und zinsverbilligte Kredite gefördert und damit die Investitionskosten stark gesenkt.

3.4 Ökologische Steuerreform

Neben dem Ausstieg aus der Kernenergie hatte für die „rot-grüne" Bundesregierung in der Umweltpolitik die Einführung einer ökologischen Steuerreform hohe Priorität. Diese sollte ökonomische Anreize zu umweltverträglicherem Verhalten, insbesondere zur Reduktion von CO_2-Emissionen aus dem Verbrauch fossiler Energieträger setzen. Das Projekt der ökologischen Steuerreform wurde in zwei Gesetze, das „Gesetz zum Einstieg in die ökologische Steuerreform" vom März 1999 und das „Gesetz zur Fortführung der ökologischen Steuerreform" vom Dezember 1999 gefasst und in Form stufenweise ansteigender Steuersätze umgesetzt. Während das „Einstiegsgesetz" die erste zum April 1999 in Kraft getretene Stufe betrifft, regelt das „Fortführungsgesetz" die weiteren vier Stufen, die jeweils mit Beginn der Jahre 2000 bis 2003 wirksam wurden. Technisch betrachtet zerfällt die ökologische Steuerreform in eine Änderung des Mineralölsteuergesetzes und die Neueinführung einer Stromsteuer durch das Stromsteuergesetz, die beide – in unterschiedlichen Maße – für die Elektrizitätserzeugung von Bedeutung sind.

Während Steinkohle, Braunkohle und Kernbrennstoff steuerfrei waren und sind, unterlagen Öl und Erdgas auch für den Einsatz zur Elektrizitätserzeugung der Mineralölsteuer. Im Allgemeinen sieht die ökologische Steuerre-

[14] Es wird zwischen „Kosten des Anschlusses" (Abs. (1)) und „Kosten eines nur infolge ... [des Anschlusses] ... erforderlichen Ausbaus des Netzes" (Abs. (2)) unterschieden. Erstere hat der Anlagenbetreiber, letzteren der Netzbetreiber zu tragen. Zur Klärung – nicht unwahrscheinlicher – Streitigkeiten bezüglich der Kostenaufteilung wurde eine Clearingstelle eingerichtet (Abs. (3)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

form die Erhöhung der Steuersätze für Mineralöl und Erdgas vor. In der ersten Stufe wurde der Steuersatz auf schweres Heizöl von 55 DM/t für den Elektrizitätssektor aber nicht erhöht und in der zweiten Stufe einmalig auf 35 DM/t gesenkt. Die Erdgassteuer wurde mit der ersten Stufe der Steuerreform dagegen einmalig von 3,60 DM/MWh auf 6,80 DM/MWh angehoben. Eine Besteuerung von Kohle wurde nicht erwogen. Folglich blieb der kohlenstoffreichste Energieträger unbesteuert, während Erdgas als kohlenstoffärmster fossiler Brennstoff verteuert wurde. Offensichtlich zielte die Konzeption der ökologischen Steuerreform gerade nicht darauf ab, im Bereich der Elektrizitätserzeugung Energieträgersubstitution zu Gunsten kohlenstoffarmer Brennstoffe zu induzieren, wie es z.B. eine CO_2-Steuer getan hätte. Tatsächlich hatte die SPD bereits in den Koalitionsverhandlungen mit den Grünen durchgesetzt, dass im Rahmen der geplanten Steuerreform nicht die Primärenergieinputs zur Stromerzeugung besteuert werden sollten, um so Kohle vor einer Belastung durch Umweltsteuern zu schützen (Stadthaus 2001: 14)[15].

Allerdings gelangten über den Umweg von Sonderregelungen für effiziente Kraftwerke doch „Ansätze von Anreizen" zur Primärenergiesubstitution in die Gesetze zur ökologischen Steuerreform. So wurden Kraft-Wärme-Kopplungsanlagen (KWK) mit einem Wirkungsgrad von über 70 % ganz von der Mineralölsteuer befreit, für diese der Einsatz von Gas oder Öl relativ zu Kohle also verbilligt. In der zweiten Stufe der Steuerreform wurde diese Befreiung – befristet auf 10 Jahre und begrenzt auf Anlagen, die nach 1999 errichtet und vor 2004 in Betrieb genommen werden – auf GuD-Kraftwerke (Gas- und Dampfturbinen-Kraftwerke) ausgeweitet, sofern sie einem Wirkungsgrad von 57,5 % erreichen. Da diese Anlagen grundsätzlich Gas als Brennstoff, nutzen ist hierin tatsächlich ein Investitionsanreiz zu Gunsten von Gaskraftwerken zu sehen. Außerdem befreit das Gesetz weniger effiziente KWK-Anlagen und Spitzenlastkraftwerke zwar nicht generell von der Mineralölsteuer, nimmt sie aber von Steuererhöhungen aus, so dass für einen Großteil der Gas- und Ölkraftwerke die Mineralölsteuererhöhung nicht wirksam wurde. Trotz dieser Teilaspekte stellt die „ökologische Steuerreform" keine Umweltsteuer auf den Schadstoff CO_2 im Sinne Pigous dar. CO_2-Emissionen sollen, gerade um den Primärenergiemix nicht zu beeinflussen, indirekt über die Besteuerung und den dadurch verringerten Verbrauch von Elektrizität reduziert werden. Dieser Aspekt wurde im Stromsteuerteil der Gesetze zur Ökologischen Steuerreform geregelt.

Das „Einstiegsgesetz" sah zuerst einen Stromsteuersatz von 20 DM/MWh vor. Im „Fortführungsgesetz" wurde eine Erhöhung um jeweils etwa 5 auf schließlich 40,09 DM/MWh festgelegt. Für den Energieträgermix scheint von zentra-

15 Eine CO_2-Steuer war allerdings auch innerhalb der „Grünen" umstritten, hätte dies doch eine steuerliche Begünstigung der Kernenergie bedeutet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ler Bedeutung zu sein, dass Strom, der aus erneuerbaren Energien[16] erzeugt wird, von der Stromsteuer ausgenommen ist (§ 9 Abs. 1 StromStG). So wird anscheinend ein Anreiz zur Energieträgersubstitution gesetzt. Tatsächlich ist die Relevanz dieser Regelung aber gering, da die Steuerbefreiung nur für Eigenerzeuger und für Strom gilt, der aus Netzen entnommen wird, die ausschließlich mit Strom aus erneuerbaren Energien gespeist werden. I.d.R. existieren jedoch keine Parallelnetze für solchen Strom, ihre Errichtung wäre zudem meist prohibitiv kostspielig – und ökonomisch daher nicht sinnvoll –, so dass „grüner" Strom im Regelfall in das allgemeine Netz eingespeist und nicht von der Steuer befreit wird[17].

Wichtiger als die Freistellung bestimmter Erzeugungsarten erscheint die steuerliche Begünstigung mancher Verwendungsarten von Strom (§ 9 Abs. 25). Für Nachtspeicherheizungen und elektrisch betriebenen Schienenverkehr[18] wurden die Steuersätze halbiert. Die Stromsteuer für das Produzierende Gewerbe und die Land- und Forstwirtschaft beträgt schließlich nur ein Fünftel des regulären Satzes, sofern ein bestimmter Sockelverbrauch überschritten wird, der voll zu versteuern ist. Dieser wird mit den einzelnen Stufen der Steuerreform zudem kontinuierlich abgesenkt. Zusätzlich ist eine „Härtefallklausel" für besonders betroffene Unternehmen vorgesehen. Diese sieht vor, dass die Stromsteuerbelastung (zzgl. des „Ökosteueranteils" der Mineralölsteuer) maximal das 1,2-fache des Betrages erreichen darf, den das Unternehmen im Zuge der Rückverteilung der Ökosteuereinnahmen in Form verringerter Sozialversicherungsabgaben einspart (§ 10 StromStG). Darüber hinaus gehende Steuerschulden werden erlassen oder erstattet (§ 10 StromStG, § 25a MinöStG).

Zusammenfassend betrachtet zielt die Lenkungswirkung der ökologischen Steuerreform primär nicht auf Energieträgersubstitution, sondern auf die Verringerung des Energieverbrauchs. Dies gilt insbesondere für den Elektrizitätssektor, wo Anreize zur kohlenstoffarmen Stromerzeugung ihren Weg eher „zufällig" und unsystematisch in die entsprechenden Gesetze. Allerdings wurde auch die Anreizwirkung der Stromsteuer insbesondere für die Industrie stark eingeschränkt. Gerade energieintensive Unternehmen und Branchen,

16 Im „Einstiegsgesetz" wurden Wasserkraft, Deponie- und Klärgas sowie Biomasse von dieser Regelung ausgenommen, sofern die Erzeugungsanlagen mehr als 5 MW Leistung aufwiesen. Im „Fortführungsgesetz" wurde diese Einschränkung außer für Wasserkraftwerke über 10 MW aufgehoben.

17 Ein Gesetzesvorhaben zur generellen Freistellung von Strom aus erneuerbaren Energien war allerdings geplant. Dies setzt jedoch ein System zum Nachweis der Stromherkunft voraus, das in der EU Richtlinie 2001/77/EG verlangt wird. Die Umsetzung in Deutsches Recht wird voraussichtlich erst 2005 erfolgen.

18 Damit wurde der Kritik zu begegnen versucht, die ökologische Steuerreform belaste den umweltfreundlicheren öffentlichen Personenverkehr. Elektrisch betriebene Oberleitungsbusse wurden in der zweiten Stufe mit eingeschlossen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

die durch eine auf Reduktion des Energieverbrauchs zielende Steuer besonders stark belastet werden müssten, werden durch Steuererleichterungen und Härtefallregelungen geschützt. So hat die ökologische Steuerreform für Unternehmen, deren Energieintensität deutlich über dem Schwellenwert aus § 10 StromStG liegt, marginal keinerlei Lenkungswirkung zu Gunsten eines verringerten Energieeinsatzes.

4. Regulierung und Brennstoffmix

In den vorangegangenen Abschnitten wurden die wichtigsten die deutsche Elektrizitätswirtschaft, regulierenden Bestimmungen vor allem deskriptiv dargestellt. Es bleibt die Frage, ob der Brennstoffmix in der Elektrizitätserzeugung von diesen Regulierungen betroffen wurde. Insbesondere ist interessant, inwieweit es den Stromerzeugern trotz der Regulierung möglich war bzw. für sie ein Anreiz bestand, ihre Primärenergieinputs kostenminimierend zu wählen. Nur in diesem Fall ließen sich aus der Beobachtung der Vergangenheit Vorhersagen über den zukünftigen Energiemix bei veränderten Preisen ableiten. Die vor diesem Hintergrund wichtigsten Aspekte des Regulierungssystems werden nun nochmals knapp analysiert.

4.1 Direkte Einflussnahme

Die gesetzlichen Vorschriften wurden in den vorangegangenen Abschnitten in zwei Kategorien eingeteilt, zum einen in Bestimmungen, die die Elektrizitätsversorgung im Allgemeinen betreffen, zum anderen in Regelungen, die unmittelbar auf die Beeinflussung des Energiemix abzielen. Ein Einfluss der zweiten Kategorie auf die Energieträgerwahl erscheint dabei naheliegend. Diese direkten Wirkungen sollen zunächst besprochen werden.

Im Hinblick auf die Verstromungsgesetze erscheint die Kohleförderung vor 1974 und nach 1994 als einfache Subventionierung eines Inputfaktors. Dem deutschen Steinkohlebergbau wurde ermöglicht, den Stromproduzenten Steinkohle zu konkurrenzfähigen Preisen anzubieten, die Möglichkeit der Stromproduzenten, ihre Inputs kostenminimierend zu wählen, nicht beeinträchtigt. Lediglich die Parameter dieser Entscheidung, d.h. die Preise der Inputs, wurden staatlich beeinflusst.

Die Förderpolitik zu Gunsten der Kohleförderung der Jahre 1974 bis 1994 stellt sich dagegen in anderem Licht dar. Hier wurden bestimmte Mengen des Inputfaktorskohle langfristig festgelegt und damit einer an Kostenminimierung orientierten Entscheidung der Unternehmen entzogen. Die im gleichen Zeitraum geltenden verschärften Genehmigungsvorschriften des Dritten Verstromungsgesetzes dürften die Erzeugungsunternehmen zusätzlich darin behindert haben, Gas oder Öl einzusetzen, selbst wenn dies aus betriebswirtschaftlicher Sicht sinnvoll erschienen wäre. In welchem Umfang dies der Fall

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

war, ist jedoch weniger klar, da sich die Genehmigungspraxis der zuständigen Behörden sowohl zu unterschiedlichen Zeitpunkten als auch in den einzelnen Bundesländern deutlich unterschied.

Die Kernenergiepolitik zeigt zumindest in ihren frühen Phasen nahezu planwirtschaftliche Züge. Trotzdem war die Politik zur Umsetzung ihrer Kernenergiepläne auf die Zusammenarbeit mit den Energieversorgern angewiesen, die unter Kostengesichtspunkten eine ambivalente Einstellung zur Kerntechnik an den Tag legten (Zängl 1989: 242). Die theoretische Standardvorstellung, dass unabhängige Unternehmen unter politisch gesetzten und damit exogenen Rahmenbedingungen individuell optimieren, triff für den Bereich Kernenergie wohl kaum zu. Aufgrund der engen Verflechtung von Politik und Wirtschaft gerade in diesem im Bereich erscheint ein interaktiver Entscheidungsprozess wesentlich plausibler. Dabei bleibt allerdings unklar, in welchem Umfang die Unternehmen ihre betriebswirtschaftlichen Überlegungen in die Planung des Kernenergieausbaus einbringen konnten. Der Ausstieg aus der Kernenergie stellt sich auf den ersten Blick als gegen die Interessen der Elektrizitätserzeuger durchgesetztes politisches Projekt dar. Tatsächlich ist jedoch fraglich, ob der erzielte Konsens nicht im Wesentlichen der individuellen Planung der Kraftwerksbetreiber entsprach, hätte man sich anderenfalls doch mit juristischen Mitteln gegen den Ausstiegsbeschluss zu Wehr gesetzt.

Die ökologische Steuerreform wurde bereits unter dem Gesichtspunkt ihrer Anreizwirkungen auf die Energieträgerwahl betrachtet. Ein konsistentes Instrument zur Förderung CO_2-armer Brennstoffe wurde nicht geschaffen. Trotzdem dürfte insbesondere Erdgas, sofern es in GuD-Anlagen eingesetzt wird, begünstigt werden. Das Stromeinspeisungs- und das EEG setzen durch relativ hohe Garantiepreise eindeutig Anreize zum Einsatz entsprechender Techniken. Allerdings sind diese Anreize i.d.R. nur für kleine Anlagen und Erzeuger ohne eigenes Netz relevant.

Zweifellos wurde somit von staatlicher Seite Einfluss auf die Energieträgerwahl der Unternehmen genommen. In welchem Umfang diesen damit aber die Möglichkeit genommen wurde, auf Preissignale zu reagieren und den Energiemix kostenminimal zu wählen, ist damit allerdings nicht geklärt. Teilweise nutzte der Regulierer selbst Preisinstrumente, um die Entscheidung der Unternehmen zu beeinflussen, teilweise wurde der Preismechanismus durch regulatorische Vorgaben außer Kraft gesetzt.

4.2 Indirekte Wirkungen

Die allgemeine Regulierung des Energiesektors nach dem Energiewirtschaftsrecht zielte nicht unmittelbar auf eine Beeinflussung der Energieträ-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gerwahl[19]. Trotzdem können von ihr Wirkungen auf die entsprechenden Entscheidungen der Unternehmen ausgehen. Dies wird im Weiteren anhand eines sehr einfachen Modells illustriert. Wie in Abschnitt 2 ausführlich beschrieben wurde, etablierte das Energiewirtschaftsrecht im Wesentlichen regionale Monopole mit regulierten Preisen, die von den Behörden zu genehmigen waren. Die genehmigten Preise orientierten sich dabei an den Kosten des Unternehmens. Ohne eine Preisregulierung würden sich die Versorger wie ein normaler Monopolist verhalten, der sich einer Preis-Absatz-Funktion gegenüber sieht und nach der Regel Grenzerlös gleich Grenzkosten anbietet, um so seinen Monopolgewinn zu maximieren. Der Monopoloutput würde dabei effizient, d.h. kostenminimal, produziert.

Im Weiteren wird nun der Einfluss der Preisregulierung untersucht. Dabei wird angenommen, dass der Regulator lediglich die tatsächlichen Kosten C eines Einergieversorgers kennt. Er überprüft evtl. die Richtigkeit der Angaben, beurteilt sie aber nicht inhaltlich. D.h. er prüft nicht, ob billiger hätte produziert werden können, und hat damit keinerlei Vorstellungen über die in Abhängigkeit von der Outputmenge y technologisch möglichen Minimalkosten $C^{min}(y)$. Der Regulator möchte in den Monopolmarkt eingreifen, um einen „kostennahen" Strompreis sicherzustellen (s.o.). Als einfachste Variante einer entsprechenden Regulierung legt der Regulator einen Höchstpreis durch einen Aufschlag π auf die Stückkosten fest. Für den Erzeuger gilt somit $p^{reg} \leq (1+\pi)\frac{C}{y}$. Der Preis, den ein monopolistischer Versorger auf dem Markt erzielen kann, hängt allerdings vom Absatz ab. Es gilt somit $p = p(y)$, wobei $p(y)$ die inverse Nachfrage bezeichnet. Berücksichtigt man dies, wirkt die Preisregulierung wie eine Restriktion auf die Produktionskosten. Der Regulator setzt durch den Höchstpreis implizit eine untere Kostenschranke in Form von $C \geq C^{reg}(y) \equiv (1+\pi)^{-1} p(y) y$. Aufgrund der „naiven" Preisregulierung, hängen diese vom Regulator implizit geforderten Mindestkosten in keiner Weise von den technologisch möglichen Minimalkosten ab. Ist die regulatorische Kostenrestriktion $C \geq C^{reg}(y)$ schwächer als die technologische $C \geq C^{\min}(y)$, verhält sich der Erzeuger als „normaler" Monopolist. Er realisiert den Monopoloutput y^{mon} und betreibt Kostenminimierung im technologischen Sinn (Schaubild 1).

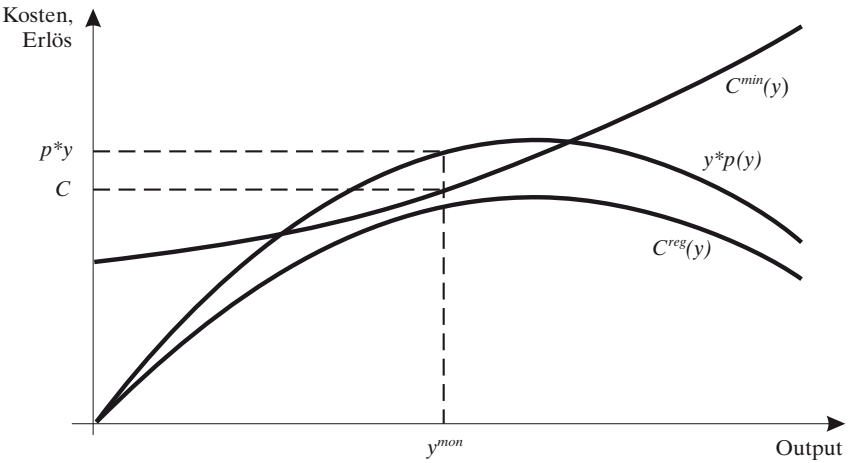
Ist jedoch die regulatorische Kostenrestriktion stärker als die technologische, verhält sich der rationale monopolistische Erzeuger nicht standardmäßig. Er produziert gezielt teurer, als es technologisch möglich wäre, um sich auf diesem Weg einen höheren, nämlich den Gewinn maximierenden Preis genehmigen zu lassen. Da in diesem Fall nur die regulatorische Restriktion bindet, stel-

[19] Die Möglichkeit dazu wurde über die umfassende Fachaufsicht im EnWG aber grundsätzlich offen gehalten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 1

Standardmäßige Monopollösung



Erläuterungen vgl. Text.

RWI ESSEN

len die Produktionskosten einen fixen Anteil des Erlöses dar, und Gewinn- und Erlösmaximierung fallen zusammen, so dass der Erzeuger y^{emax} produziert (Schaubild 2). Entscheidend ist, dass es in diesem Fall für den Erzeuger rational ist, ineffizient zu produzieren, und damit kein Anreiz besteht, die Energieinputs kostenminimierend zu wählen.

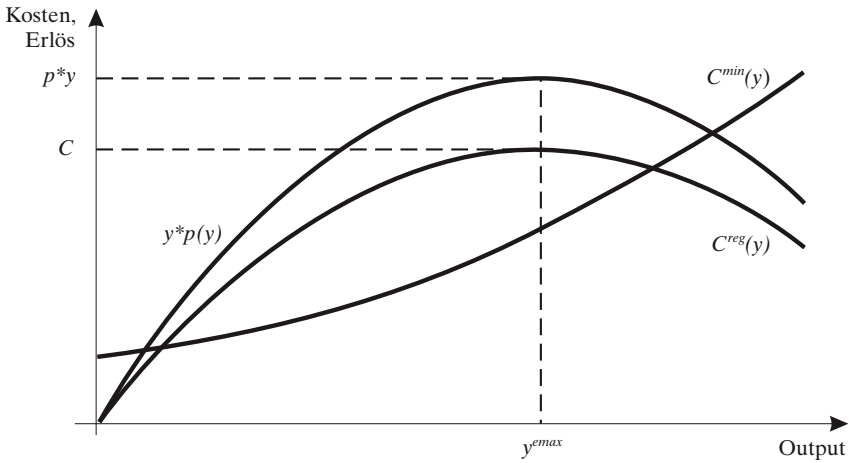
Schließlich kann als Randlösung der Fall auftreten, dass beide Kostenrestriktionen binden. Weder der erlösmaximierende noch der Monopoloutput stellen dann ein Gewinnmaximum dar. Der Erzeuger produziert daher im Punkt y^{opt} und betreibt Kostenminimierung (Schaubild 3). Eine formale Diskussion erfolgt im Anhang, Abschnitt 1.

In diesem äußerst einfachen Modell ist kostenminimierendes Verhalten damit nicht garantiert, aber auch nicht ausgeschlossen. Tatsächlich arbeitete die Preisaufsicht jedoch weit weniger „naiv", als dort angenommen. Der Informationsvorsprung der Unternehmen in Bezug auf die eigene Produktionstechnologie verlieh den Regulierungsbehörden zwar eine schwache Position bei der Überprüfung von Kostenangaben. Da sie jedoch zumindest den Verlauf der Faktorpreise, z.B. für Brennstoffe, beobachten konnten, war es den Unternehmen nicht möglich, beliebige gewinnmaximierende Produktionskosten geltend zu machen. Darüber hinaus wurde zumindest phasenweise versucht, die Preisregulierung nicht auf die Produktionskosten der einzelnen Energieversorger zu stützen. Schließlich liefern die meisten Elektrizitätserzeuger

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 2

„Regulatorische“ Lösung

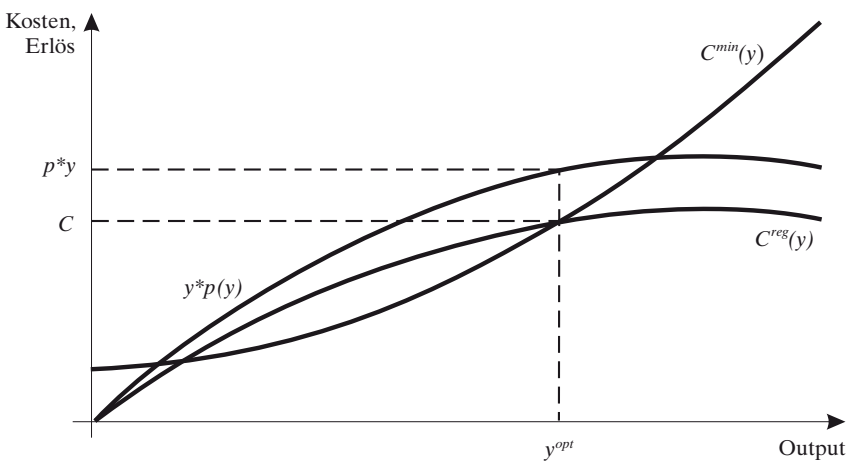


RWI ESSEN

Erläuterungen vgl. Text.

Schaubild 3

Randlösung



RWI ESSEN

Erläuterungen vgl. Text.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Strom nicht ausschließlich an Tarifkunden, sondern auch an andere Energieversorger und Sondervertragskunden. In diesen Fällen galten die Vorgaben der Preisaufsicht nicht oder nur eingeschränkt.

4.3 Zusammenfassung

In den Abschnitten 2 und 3 wurden das regulatorische Umfeld der deutschen Energieversorger deskriptiv dargestellt. In Abschnitt 4.2 sollte anhand eines einfachen Modells illustriert werden, dass nicht ausgeschlossen werden kann, dass das bis Ende der neunziger Jahre im Elektrizitätssektor bestehende regulatorische Umfeld Anreize setzte, nicht kostenminimierend zu produzieren. Andererseits kann kostenminimierendes Verhalten auch nicht ausgeschlossen werden. Es bleibt somit vor dem Hintergrund der allgemeinen Regulierung des Elektrizitätssektors unklar, ob die verwendeten Brennstoffe auf Grundlage von standardmäßigem ökonomischem Optimierungsverhalten gewählt wurden[20]. In ähnlicher Weise können auch die Wirkungen direkter staatlicher Eingriffe in die Brennstoffwahl, die in Abschnitt 4.1 diskutiert wurden, betrachtet werden. Zweifellos wurde die Brennstoffwahl dem Optimierungsverhalten der Unternehmen in Teilen entzogen, teilweise wurden staatlicherseits jedoch auch ökonomische Anreizinstrumente eingesetzt, um diese zu beeinflussen.

Diese Arbeit wird im Weiteren kein komplexes Modell entwickeln, um die verschiedenen Aspekte des Regulierungssystems modelltheoretisch abbilden und analysieren zu können. Die beiden folgenden Kapitel werden vielmehr versuchen, die Bedeutung von Energiepreisen auf die Brennstoffwahl deutscher Energieversorger empirisch zu untersuchen. Neben einer Quantifizierung von Preiseffekten steht vor dem Hintergrund der Ergebnisse dieses Kapitels jedoch auch die Frage im Vordergrund, ob solche Effekte überhaupt identifiziert werden können oder ob durch das regulatorische Umfeld kostenminimierendes Verhalten weitgehend ausgeschaltet wurde und Brennstoffpreise keinen nachweisbaren Einfluss auf die Wahl der Brennstoffe hatten.

[20] Aus dem in Abschnitt 1 des Anhangs detailliert dargestellten einfachen Optimierungsproblem, lassen sich im Fall einer Lösung, in der nur die regulatorische Restriktion bindet, keine eindeutigen Aussagen über das Faktornachfrageverhalten des Energieversorgers ableiten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Viertes Kapitel

Querschnittsorientierte Panelanalyse für Deutschland: wie ökologisch ineffektiv ist die „ökologische" Stromsteuer?[1]

Im vorangegangenen Kapitel wurde die deutsche ökologische Steuerreform von 1999 als ein regulatorischer Eingriff in den Elektrizitätserzeugungssektor diskutiert. Ein zentrales Ergebnis war, dass diese Regelungen nicht auf eine Veränderung des Energieträgermix zur Reduktion von CO_2-Emissionen zielten. Der Ausstoß von Kohlendioxid wurde selbst nicht besteuert, und die Verringerung von Emissionen im Elektrizitätssektor sollte über einen verringerten Stromverbrauch herbeigeführt werden. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, in welchem Umfang dadurch evtl. kostengünstige Potenziale zur CO_2-Reduktion verschenkt wurden, d.h. in welchem Maße CO_2-reduzierende Substitution von Energieträgern stattgefunden hätte, wäre nicht der Output Strom, sondern tatsächlich das unerwünschte Kuppelprodukt Kohlendioxid besteuert worden.

Da differenzierte Brennstoffsteuern, z.B. eine CO_2-Steuer, aber gerade nicht Bestandteil der ökologischen Steuerreform waren, ist es unmöglich, deren Effekte direkt zu messen. Stattdessen wird angenommen, dass die Stromerzeuger auf steuerinduzierte Veränderungen in den Brennstoffpreisen in gleicher Weise reagiert hätten wie auf Energiepreisschwankungen der Vergangenheit. Zur Abschätzung potenzieller Wirkungen differenzierter Energiesteuern auf den Energiemix wird daher dessen Preissensitivität aus Daten der Vergangenheit geschätzt. Die folgenden Abschnitte verdeutlichen die Methode, beschreiben die verwendeten Daten und diskutieren die Ergebnisse.

1. Das ökonometrische Modell

Im zweiten Kapitel wurde bereits auf Schwächen bei der Anwendung von Standardmodellen zur ökonometrischen Modellierung des Elektrizitätssektors eingegangen. So ist fraglich, ob die üblicherweise verwendeten, statischen, strukturellen Profitmaximierungs- oder Kostenminimierungsansätze in der

[1] Dieses Kapitel basiert auf Tauchmann 2002b.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Lage sind, der besonderen Situation der Elektrizitätsversorgung gerecht zu werden. Der Sektor ist im Gegensatz zu vielen anderen dadurch geprägt, dass die Nachfrage immer im Augenblick ihrer Entstehung durch entsprechende Erzeugung befriedigt werden muss und Strom nicht gelagert werden kann. Daneben wurde in den meisten Untersuchungen vernachlässigt, dass die Brennstoffwahl in diesem Sektor der Elektrizitätserzeugung sowohl durch langfristige Investitions- als auch durch kurzfristige Energieträgernachfrageentscheidungen bestimmt wird. Schließlich erwiesen sich die üblicherweise gewählten, flexiblen funktionalen Formen generell, d.h. unabhängig vom jeweils betrachteten Sektor, als ungeeignet, strukturelle Parameter der untersuchten Produktionstechnologie zu erfassen (Abschnitt 4 im zweiten Kapitel).

Vor diesem Hintergrund wird in diesem Kapitel darauf verzichtet, ein strukturelles Modell der Elektrizitätserzeugung zu formulieren. Es wird vielmehr ein robuster und sehr einfacher, nicht-struktureller Zugang gewählt, um die Effekte von Energiepreisveränderungen und regulatorischen Interventionen auf den Energiemix des deutschen Elektrizitätssektors zu identifizieren. Die sequentielle Struktur von diskreter Technikwahl, stetiger Investitionsentscheidung und Energieträgernachfrage soll in der Modellspezifikation allerdings berücksichtigt werden. Folglich werden separate ökonometrische Modelle für die verschiedenen Stufen der Brennstoffwahl spezifiziert. Im Weiteren wird davon ausgegangen, dass jede Technik jeweils mit einem bestimmten Brennstoff assoziiert ist, so dass die Begriffe Erzeugungstechnik und Brennstoff synonym verwendet werden[2].

1.1 Diskrete Brennstoffwahl

Ein ökonometrisches Modell zur Beschreibung der Wahl eines bestimmten Musters von Techniken, die zur Stromerzeugung eingesetzt werden sollen, könnte als Variante eines konventionellen ökonometrischen „discrete choice"-Modells spezifiziert werden, z.B. als multivariates Probit-Modell, wie es im sechsten Kapitel verwendet wird. Da im folgenden Paneldaten analysiert werden, erscheinen außerdem die Aufnahme individueller Effekte und möglicherweise eine dynamische Spezifikation als geeignet. Allerdings zeigen die Muster der verwendeten Brennstoffe in den Daten nur geringe Variation über die Zeit (Abschnitt 2). Die Energieeinsatzmuster der einzelnen Unternehmen sind daher entweder sehr persistent oder durch Variablen bestimmt, die sich selbst während der Betrachtungsperiode kaum verändert haben. Der qualitative Energiemix stellt sich damit zwar noch nicht als fixes unternehmensspezifisches Charakteristikum dar; der Versuch, ihn durch über die Zeit variierende Variablen – v.a. Preise – zu erklären, erscheint aber wenig Erfolg

[2] Auf das Problem von Mischfeuerungsanlagen, für die diese enge Kongruenz nicht gilt, wird in Abschnitt 2 eingegangen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

versprechend[3]. Folglich wird in diesem Kapitel auf die Modellierung der Wahl des qualitativen Energiemix verzichtet und die Analyse auf die Energieträgerwahl bedingt auf das Muster eingesetzter Erzeugungstechniken beschränkt.

1.2 Stetige Investitionsentscheidung

Gegeben ein bestimmtes qualitatives Muster der zur Stromproduktion eingesetzter Brennstoffe, hat ein Erzeuger zu entscheiden, in welchem Umfang jeweils Kapazitäten für die Verbrennung dieser Energieträger aufgebaut werden sollen. Das strukturelle, dynamische Optimierungsproblem, das die optimalen Kapazitäten c_{lit}^{opt} liefert, ist aufgrund der oben angesprochenen Probleme sehr komplex. Allerdings kann ein nicht-strukturelles Modell in reduzierter Form formuliert werden, das die optimalen Kapazitäten als Funktionen exogener und prädeterminierter Variablen x_{lit} beschreibt

(1) $c_{lit}^{opt} = f_{li}\left(x_{it}\right) \forall l,i,t$ falls Unternehmen i in t die Technik l gewählt hat.

Mit $i = 1,\ldots,N$ sind dabei die Unternehmen, mit $t = 1,\ldots,T$ die Perioden und mit $l = 1,\ldots,L$ die L unterschiedlichen Erzeugungstechniken, also Brennstoffe, indiziert. Allerdings werden im Regelfall die tatsächlichen Kapazitäten c_{lit} von den optimalen abweichen. Daher wird ein Unternehmen versuchen, seine Kapazitäten anzupassen, ist aber evtl. nicht in der Lage, dies innerhalb einer Periode vollständig zu vollziehen. Die tatsächliche Anpassung $c_{lit} - c_{li\,(t-1)}$ wird daher nur einen Teil der der optimalen Anpassung $c_{li\,(t-1)}^{opt} - c_{li\,(t-1)}$ betragen. Außerdem können exogene Schocks den geplanten Prozess der Kapazitätsanpassung stören. Formuliert man das Problem in relativen statt absoluten Veränderungen und spezifiziert (1) als $f_{li}(x_{it}) = \exp(\alpha_{li}^{cap} + \beta_l' x_{it})$ lässt sich ein ökonometrisches Modell folgender Form ableiten

$$(2) \qquad \log(c_{lit}) = \delta_l(\alpha_{li}^{cap} + \beta_l' x_{i\,(t-1)}) + (1-\delta_l)\log(c_{li\,(t-1)}) + \nu_{lit},$$

wobei $0 \le \delta_l \le 1$ den Grad der Anpassung innerhalb einer Periode beschreibt. ν_{lit} stellt einen stochastischen Störterm dar, α_{li}^{cap} unbeobachtete, zeitinvariante Heterogenität zwischen den Unternehmen. Übliche *fixed effects* oder *random effects*-Modelle liefern für dynamische Panelmodelle wie (2) allerdings keine konsistenten Schätzungen. Es wurden aber spezielle ökonometrische Techniken für Probleme dieser Art entwickelt, z.B. von Anderson/Hsiao (1982), Ahn/Schmidt (1995) oder Arellano/Bover (1995). Um konsistente Schätzer für β_l und δ_l zu erhalten, werden im Modell von Anderson/Hsiao erste Differenzen der Gleichung (2) gebildet und die resultierende erklärende Variable $\left(\log\left(c_{li\,(t-1)}\right) - \log\left(c_{li\,(t-2)}\right)\right)$ durch ihre eigenen verzögerten Werte in-

[3] Die zur Verfügung stehenden Preisvariablen zeigten tatsächlich ausschließlich Variation über die Zeit, nicht jedoch im Querschnitt (Abschnitt 2).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

strumentiert. Allerdings ist dieses Vorgehen mit einem erheblichen Verlust an Freiheitsgraden verbunden. Aufgrund der sehr geringen Anzahl von Beobachtungen für selten verwendete Erzeugungstechniken, ist der Anderson/ Hsiao-Schätzer hier nicht sinnvoll einzusetzen[4]. Die wenigen Gleichungen, die mit Hilfe dieser Methode geschätzt werden konnten, z.B. eine für die über alle Techniken aggregierten Kapazitäten, zeigen allerdings keine signifikant von Eins abweichenden Schätzungen für δ_l. Daher wird im Weiteren die Annahme $\delta_l = 1$, d.h. volle Kapazitätsanpassung innerhalb einer Periode, getroffen, und (2) vereinfacht sich zu

$$\log(c_{lit}) = \alpha_{li}^{cap} + \beta_l' x_{i(t-1)} + \nu_{lit} \quad \text{für} \quad l = 1, \ldots, L. \tag{3}$$

Diese Spezifikation erlaubt nun eine konsistente Schätzung durch konventionelle, lineare Paneltechniken. Die Annahme vollständiger Kapazitätsanpassung innerhalb einer Periode erscheint, da die Unternehmen in Intervallen von mehreren Jahren beobachtet wurden, zudem weniger stark als bei jährlichen Daten.

Die Gleichungen des Systems (3) wurden mit dem klassischen *fixed effects*-Schätzer für lineare Panelmodelle geschätzt. Alternativ wurden auch einfache *OLS* und *random effects*-Schätzungen durchgeführt. Allerdings erwiesen sich die individuellen Effekte immer als signifikant, während die *random effects*-Variante regelmäßig durch Hausman-Tests zurückgewiesen wurde.

Da nur diejenigen Beobachtungen berücksichtigt wurden, die über die jeweils betrachtete Technik verfügen, scheint evtl. ein Stichprobenselektionsproblem in das Modell zu gelangen, dass zu inkonsistenten Schätzungen führen könnte. Glücklicherweise wird dieses Problem durch die Verwendung von *fixed effects* aufgehoben, solange der Selektionsmechanismus ausschließlich über individuelle Charakteristika wirkt (Vella 1997: 158). Da sich der qualitative Energiemix aber gerade als weitgehend zeitinvariant darstellt, erscheint dies eine plausible Annahme zu sein. Eine Selektionskorrektur, z.B. in der von Heckman (1976) vorgeschlagenen Weise, erscheint daher überflüssig[5].

Da von Korrelationen zwischen den Störtermen der einzelnen Kapazitätsgleichungen (3) auszugehen ist, erscheint der *SURE*-Schätzer als die kanonische Schätzmethode. Allerdings werden keine gleichungsübergreifendenen Restriktionen durch ein strukturelles Modell auferlegt. Zudem gehen, mit Ausnahme je eines Dummys[6], in alle Gleichungen des Systems dieselben erklä-

[4] Die anderen Schätzer stellen noch höhere Anforderungen an die Daten.

[5] Geeignete Instrumente für eine Heckman-Korrektur zu finden, erscheint zudem schwierig.

[6] Da nur die Beobachtungen berücksichtigt werden, für die Kapazitäten zum Einsatz des *l*–ten Brennstoffs vorhanden sind, braucht der Vektor von Dummies zur Beschreibung des Technikeinsatzmusters kein Element für den *l*–ten Brennstoff.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

renden Variablen ein. Die durch die *SURE*-Schätzung gegenüber *OLS* zu erzielenden Effizienzgewinne sind daher vermutlich bescheiden. Außerdem ist *SURE* wegen der zwischen den Unternehmen variierenden Technikmuster für den hier betrachteten Fall kein effizienter Aitken-Schätzer (siebtes Kapitel). Das System (3) wurde daher Gleichung für Gleichung geschätzt.

Es bleibt die Frage, welche Variablen den optimalen Bestand der Kapazitäten bestimmen und daher in den Vektor x_{t-1} eingeschlossen werden sollen. Erwartete Preise der Inputfaktoren – zu allererst erwartete Energiepreise[7] – werden die Wahl der optimalen Kapazitäten maßgeblich bestimmen, sofern die Entscheidung auf Grundlage ökonomischen Optimierungsverhaltens getroffen wird[8]. Folglich sollten diese Variablen in x_{t-1} eingehen. Allerdings können erwartete Preise weder beobachtet werden, noch ist das Modell bekannt, anhand dessen diese Erwartungen gebildet werden. Aus diesem Grund gehen die tatsächlichen Preise zum Zeitpunkt $t-1$ in die Gleichungen (3) ein. Dies ist mit der Annahme vereinbar, dass die Entscheidungsträger davon ausgehen, dass die Energiepreise einem *random walk* folgen und entsprechende Erwartungen bilden.

Da (3) die Produktionskapazitäten bedingt auf das gewählte Muster von Erzeugungstechniken beschreibt, wird dieses Muster den Umfang der optimalen Kapazitäten beeinflussen. Es ist daher in Form brennstoffspezifischer Dummyvariablen in x_{t-1} enthalten[9]. Außerdem gehen die Brennstoffpreise nicht unmittelbar, sondern als Interaktionsterm mit dem jeweils korrespondierenden, den Einsatz des Brennstoffs bezeichnenden Dummy in x_{t-1} ein. Dadurch wird sichergestellt, dass gegeben die Entscheidung eines Unternehmens, den Brennstoff l nicht einzusetzen, sein Preis p_l keinen Einfluss auf die Entscheidung bezüglich der optimalen Kapazitäten der ausgewählten Erzeugungstechniken hat.

Erzeugungskapazitäten werden aufgebaut, um die Elektrizitätsnachfrage zu befriedigen. Daher dient auch die Nachfrage nach Strom in der Periode t–1 als erklärende Variable. Da die Stromnachfrage aber sowohl durch eigene Erzeu-

[7] In einige Spezifikationen des Modells wurden neben den Preisen der Brennstoffe auch solche für die Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital aufgenommen. Die Generierung adäquater Preisvariablen, insb. für Kapital, erwies sich aber als problematisch. Idealerweise sollten die technikspezifischen Kapitalkosten verwendet werden; sie standen aber nicht zur Verfügung. Hier wurde dagegen die Umlaufrendite öffentlicher Pfandbriefe als grobe Proxyvariable für die Opportunitätskosten des Kapitals benutzt. In den meisten Regressionen erwiesen sich diese zusätzlichen Regressoren zudem als insignifikant. Vor dem Hintergrund dieser Probleme werden im Weiteren Spezifikationen ohne Kapital- und Arbeitskosten vorgestellt.

[8] Ob dies tatsächlich der Fall ist, ist eine der in dieser Untersuchung zu beantwortenden Fragen.

[9] Würde das qualitative Einsatzmuster keinerlei Variation über die Zeit aufweisen, wären die entsprechenden Dummies in einer Spezifikation mit *fixed effects* nicht identifiziert. Dies ist hier jedoch nicht der Fall (Abschnitt 3).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gung als auch durch die Weitergabe von bezogenem Strom bedient werden kann, ist die von anderen Produzenten bezogene Elektrizität ebenfalls in x_{t-1} enthalten.

Zyklischen Schwankungen der Stromnachfrage, die sich in der „Lastkurve", der sich ein Stromversorger gegenüber sieht, ausdrücken, sind entscheidende Determinanten seines dynamischen Optimierungsproblems. Sie beeinflussen damit potenziell auch die Entscheidung bezüglich des optimalen Energiemix. Die Elektrizitätsnachfrage wurde in den verwendeten Daten aber nicht kontinuierlich beobachtet, und die Lastkurve ist somit unbekannt. Allerdings kann der korrespondierende „Lastfaktor" LF_{it} zumindest grob Aspekte des Lastprofils abbilden und wurde daher als erklärende Variable verwendet. Der Lastfaktor ist wie oben dargestellt definiert als die tatsächliche Stromnachfrage eines Jahres y_{it}^{d} (GWh) in Relation gesetzt zu der hypothetischen Nachfrage, die aufträte, würde die Nachfrage nach elektrischer Leistung über das gesamte Jahr auf ihren Spitzenniveau PL_{it} (GW) verharren. Da ein Jahr 8 760 Stunden (h) umfasst, gilt für den Lastfaktor

$$LF_{it} \equiv \frac{y_{it}^{d}}{8760 * PL_{it}}. \tag{4}$$

LF_{it} liegt zwischen Null und Eins und misst, wie gleichmäßig die Stromnachfrage, der sich ein Energieversorger gegenüber sieht, über die Zeit verteilt ist. Ein hoher Wert von LF_{it} spricht für den Einsatz von Grundlasttechniken wie Kernenergie oder Braunkohle, während ein niedriger Wert für den Einsatz von Spitzenlasttechniken wie Öl, vor allem aber Gas, spricht. Die Verwendung des Lastfaktors als Regressor in ökonometrischen Analysen wurde von Söderholm (2001) vorgeschlagen. Schließlich wurden Zeit-Dummies als Regressoren in das Modell aufgenommen, um die Effekte veränderter regulatorischer Rahmenbedingungen aufzufangen. Diese Interpretation der Zeiteffekte ist sicherlich sehr stark und nicht unproblematisch, da sich in den Dummies vermutlich auch andere zeitabhängige, aber unbeobachtete Einflüsse niederschlagen.

Alle erklärenden Variablen[10] gehen in *log*-Form in die Regressionsgleichungen ein. Dadurch können die geschätzten Koeffizienten als Elastizitäten interpretiert werden. Die ausgeprägten Größenunterschiede zwischen den betrachteten Unternehmen lassen eine Messung vor allem der Preiseffekte nur in relativer Form sinnvoll erscheinen.

1.3 Brennstoffwahl gegeben vorhandene Kapazitäten

Im Gegensatz zur Entscheidung über die Kapazitäten stellt die Brennstoffnachfrage gegeben vorhandene Kapazitäten ein kurzfristiges Problem dar.

[10] Dies gilt selbstverständlich nicht die für Dummyvariablen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Aus diesem Grund wird die reduzierte Form eines Modells für die Menge der mit Technik l erzeugten Elektrizität y_{lit} als Funktion kontemporärer Variablen z_{lit} spezifiziert

(5) $$y_{lit} = g_{li}(z_{lit}) \forall l,i,t \qquad \text{falls Erzeuger } i \text{ in } t \text{ über Technik } l \text{ verfügt.}$$

Das Modell ist in Outputs, nicht Inputs formuliert. Das heißt, die mit Brennstoff l erzeugte Menge an Elektrizität und nicht die eingesetzte Menge des Brennstoffs wird erklärt. Die verwendeten Daten enthalten keine Angaben zu Brennstoffmengen, so dass keine Formulierung in Form von Inputs möglich war. Kurzfristige Energieträgersubstitution ist auf das gewählte Muster eingesetzter Techniken und die vorhandenen Kapazitäten bedingt. Es wurden daher nur diejenigen Unternehmen in die Analyse aufgenommen, die über Kapazitäten zur Verstromung des jeweiligen Brennstoffs verfügen. Außerdem sind ein Vektor von Dummies, der das gewählte Technikmuster beschreibt, und die Kapazitäten für alle vorhandenen Techniken Bestandteil von z_{lit}. Da über die Erzeugungskapazitäten lange vor den aktuellen Brennstoffeinsätzen entschieden wurde, sind Kapazitäten und qualitativer Energiemix exogen zum Brennstoffverbrauch bzw. zur technikspezifischen Erzeugung, so dass diese Variablen ohne Instrumentierung als Regressoren verwendet werden können.

Es erscheint naheliegend, dass die gleichen Variablen, die die Investitionen eines Elektrizitätserzeugers bestimmen, auch die kurzfristige Brennstoffnachfrage treiben. Energiepreise, die Nachfrage nach Elektrizität und von anderen Erzeugern bezogener Strom gehen daher ebenfalls in z_{lit} ein. Auch hier wurde für die erklärenden Variablen die logarithmische Form gewählt; die Koeffizienten können daher als kurzfristige Elastizitäten interpretiert werden. Um sicherzustellen, dass nur Preise und Kapazitäten derjenigen Techniken, die gewählt wurden, Einfluss auf die kurzfristige Energieträgerwahl haben, gehen beide Variablengruppen als Interaktionsterme mit den Dummies ein, die das Muster der Erzeugungstechniken beschreiben.

In Hinblick auf den Lastfaktor gelten die gleichen Argumente wie im Modell für die Kapazitäten, sie erscheinen hier jedoch noch relevanter. Falls LF_{it} klein, d.h. die Nachfrage nach elektrischer Leistung ungleich über die Zeit verteilt ist, wird ein Energieversorger in hohem Maße Spitzenlasttechniken einsetzen, um Nachfragespitzen zu befriedigen. Falls LF_{it} dagegen groß ist, werden verstärkt Grundlasttechniken zum Einsatz kommen. Der Lastfaktor dient daher auch im Modell zur Erklärung der brennstoffspezifischen Stromerzeugung als erklärende Variable. Schließlich werden auch hier zeitabhängige Dummies aufgenommen. Die reduzierte Form des Modells wurde in Form von

(6) $$\log(y_{lit}) = \alpha_{li}^{gen} + \gamma_l' z_{lit} + \varepsilon_{lit} \qquad \text{für } l = 1, ..., L$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

spezifiziert. α_{li}^{gen} bildet dabei unbeobachtete Heterogenität zwischen den Unternehmen ab, ε_{lit} stellt einen stochastischen Störterm dar. Diese Spezifikation erscheint dann problematisch, wenn zwar Kapazitäten für eine Technik *l* vorhanden sind, diese aber nicht genutzt werden. In diesem Fall ist (6) nicht definiert. Allerdings tritt dieses Problem in den Daten nur gelegentlich auf[11]. Die diskrete Entscheidung, ob vorhandene Techniken genutzt werden sollen, ist daher nicht explizit modelliert. Beobachtungen, die vorhandene Techniken nicht einsetzen, wurden nicht berücksichtigt.

Die Elektrizitätserzeugungsgleichungen wurden wie das Modell für die Erzeugungskapazitäten mit dem klassischen *fixed effects*-Schätzer Gleichung für Gleichung geschätzt. Auch hier wurde das *random effects*-Modell als Alternative betrachtet, aber immer durch Hausman-Tests verworfen.

2. Daten

2.1 Datenquellen und -probleme

Wie bereits angesprochen, arbeitet diese Untersuchung mit Individualdaten deutscher Energieversorger. Ökonometrische Analysen deutscher Firmendaten sind vergleichsweise selten, da entsprechende Daten – im Gegensatz zu den USA – kaum allgemein zugänglich sind. Die hier verwendeten Daten wurden von der „Vereinigung Deutscher Elektrizitätswerke“ (VDEW) erhoben und als „VDEW-Statistik“ veröffentlicht. Dieser Datensatz ist insofern sehr reichhaltig, als er für beinahe alle deutschen Elektrizitätsversorger seit den fünfziger Jahren jährliche Angaben sowohl auf Kraftwerksebene (VDEW-Statistik Betriebsmittel) als auch auf der der Unternehmen (VDEW-Statistik Leistung und Arbeit) beinhaltet. Zahlreiche Variablen sind erfasst, z.B. Erzeugungskapazitäten, Spitzenlast, Elektrizitätserzeugung, Kraftwerkseigenverbrauch und Übertragungsverluste, außerdem Angaben zur Nachfragestruktur in den jeweiligen Versorgungsgebieten. Der korrespondierende Kraftwerksdatensatz enthält technische Informationen. Da die einzelnen Unternehmen klar identifiziert sind, könnte ein extrem langer Paneldatensatz konstruiert werden. Trotzdem sind die Daten mit erheblichen Problem behaftet.

Erstens waren die Daten nicht in elektronischer Form zugänglich, so dass sich die Konstruktion eines großen Panels sehr aufwendig gestaltet. Aus diesem Grund beschränkt sich die Analyse auf ein vergleichsweise kurzes Panel, das lediglich sechs Wellen umfasst, und zwar die Jahre 1980, 1983, 1988, 1993, 1995 und 1998. Jede Welle umfasst ungefähr 700 Unternehmen, der komplette Da-

11 In einigen Fällen liegen konkrete politische oder institutionelle Gründe dafür vor. Z.B. wurde das Kernkraftwerk „Mühlheim-Kärlich“ 1987 in Betrieb genommen, verlor aber ein Jahr später seine Betriebsgenehmigung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tensatz 4 226 Beobachtungen. Von diesen wurden die 4 091 Beobachtungen verwendet, bei denen es sich nicht um Gemeinschaftskraftwerke[12] handelt. Die Panelstruktur des Datensatzes ist allerdings gestört. Aufgrund von Zusammenschlüssen, Übernahmen und Restrukturierungen ist es mitunter schwierig, einzelne Unternehmen gegeneinander abzugrenzen und in verschiedenen Wellen zu identifizieren. Außerdem wurde das System, nach dem die VDEW-Statistik aufgebaut ist, mehrfach verändert, was die Vergleichbarkeit von Variablen über die Jahrgänge hinweg teilweise problematisch macht.

Als zweites vermutlich noch kritischeres Problem erwies sich, dass alle Angaben der VDEW-Statistik rein physisch oder technisch sind. Viele zentrale ökonomische Variablen fehlen dagegen. So werden nur Mengen, aber keine Preise, Werte oder Kosten aufgeführt. Die ökonometrische Untersuchung muss daher auf zusätzliche Datenquellen zugreifen, insbesondere in Hinblick auf die Brennstoffpreise. Allerdings zeigte sich, dass nicht-aggregierte Energiepreise für Deutschland von keiner Institution systematisch erhoben und zugänglich gemacht wurden. Hoch aggregierte Preise mussten daher als Substitute für unternehmensspezifische dienen. Diese Preisdaten stammen von der OECD, dem Statistischen Bundesamt und der „Statistik der Kohlewirtschaft e.V.“. Zweifellos werden die Vorzüge eines mikrodatenbasierten Ansatzes durch die teilweise Verwendung aggregierter Daten geschmälert. Trotzdem erscheint der hier gewählte Ansatz einem rein auf Makrodaten basierten überlegen.

2.2 Datenbeschreibung

Der aggregierte Energiemix des Elektrizitätssektors, gemessen in Anteilen am insgesamt erzeugten Strom, ist in Schaubild 4 dargestellt. Grob betrachtet stellt sich der zeitliche Verlauf folgendermaßen dar: Die Bedeutung von Öl geht kontinuierlich zurück, ebenfalls die von Braunkohle. Diese Entwicklung wird allerdings durch einen sprunghaften Anstieg im Jahr 1990 unterbrochen. Dieser Sprung kann durch die deutsche Wiedervereinigung und die Dominanz von Braunkohle im ostdeutschen Energiesektor erklärt werden. Der Anteil des mit Kernenergie erzeugten Stroms nahm in den siebziger und vor allem den achtziger Jahren stark zu; danach verblieb er weitgehend unverändert auf hohem Niveau. Die Gasnutzung ging relativ seit Mitte der siebziger Jahre zurück, scheint sich aber in den neunziger Jahre zu erholen. Die in diesem Kapitel vorgestellte Untersuchung beschäftigt sich mit dem Zeitraum von 1980 bis 1998.

Schaubild 5 zeigt die korrespondierenden Energiepreise. Die Auswirkungen der Ölpreisschocks der frühen siebziger und achtziger Jahre sind klar zu er-

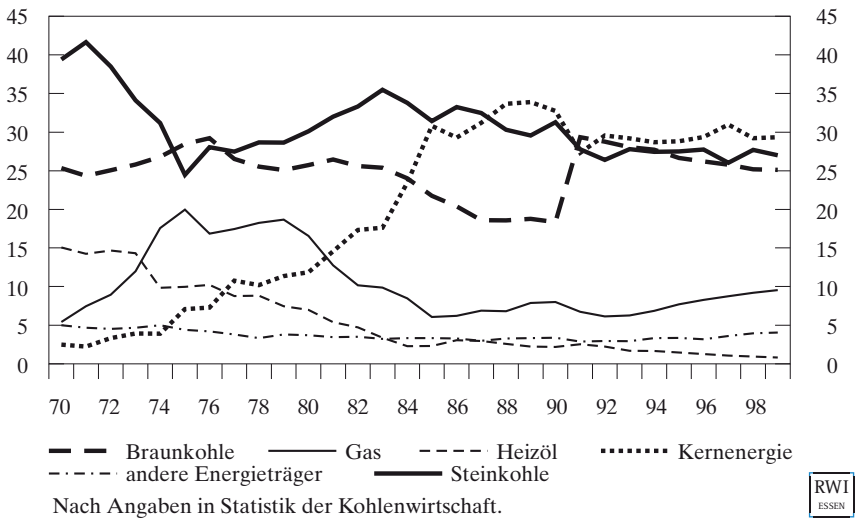
[12] Die Anteile an Gemeinschaftskraftwerken sind bei den Versorgungsunternehmen, die die entsprechenden Anteile halten, berücksichtigt. Doppelzählungen wurden so vermieden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 4

Anteil der Energieträger an der Stromerzeugung in Deutschland

1970 bis 1999; in %



Nach Angaben in Statistik der Kohlenwirtschaft.

kennen. Nicht nur Öl, sondern auch andere Brennstoffe waren davon betroffen. Seit den späten achtziger Jahren verblieben die Primärenergiepreise auf vergleichsweise niedrigem Niveau und zeigten eine geringere Volatilität als in den vorangegangenen Jahrzehnten. Offensichtlich sind die Preise stark miteinander korreliert. Dies gilt insbesondere für Gas und Öl, da in den meist langfristigen Lieferverträgen für Gas häufig eine „Anlehnung" an die Preise anderer Energieträger, insbesondere an den von Öl, vereinbart wurde (z.B. Schiffer 1999: 246ff).

Nun sollen die in der ökonometrischen Untersuchung verwendeten Mikrodaten betrachtet werden. Zu allererst erweist sich das Sample als extrem heterogen, was vor dem Hintergrund der Struktur des deutschen Elektrizitätsmarkts nicht überraschen kann. Eine sehr kleine Zahl von Firmen beherrscht den Datensatz sowohl in Hinblick auf die Erzeugungskapazitäten als auch die Stromerzeugung. Die korrespondierenden Gini-Koeffizienten für das gepoolte Panel sind mit 0,923 und 0,966 sehr hoch. Die Verbundunternehmen[13] sind unter den dominierenden. Daneben gibt es jedoch eine ganz Reihe von regionalen

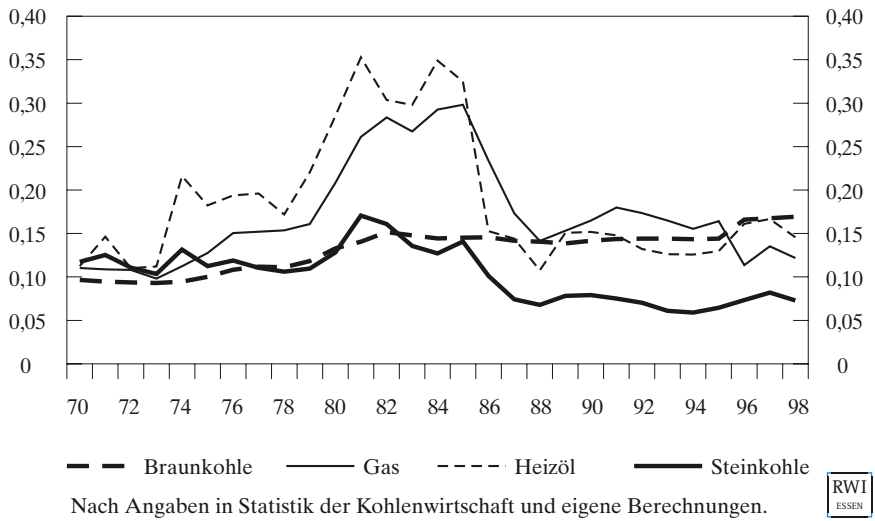
[13] In den verwendeten Daten sind dies RWE, PreussenElektra, Bayernwerk, VEW, Badenwerk, Energieversorgung Schwaben, Bewag, Hamburgische Electricitätswerke und VEAG. Im Jahr 2003 existierten nur noch vier Verbundunternehmen. RWE übernahm VEW, PreussenElektra und Bayernwerke schlossen sich zu E.ON zusammen, während die Energieversorgung Schwaben und das Badenwerk zu EnBW fusionierten. Schließlich übernahm Vattenfall Europe die Bewag, die Hamburgischen Electrizitätswerke und VEAG.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 5

Brennstoffpreise in Deutschland

1970 bis 1998; Energietauschverhältnis des jeweiligen Energieträgers zu Strom



Nach Angaben in Statistik der Kohlenwirtschaft und eigene Berechnungen.

RWI ESSEN

oder lokalen Versorgungsunternehmen, die über erhebliche Erzeugungskapazitäten verfügen und in großem Umfang Strom produzieren, so z.B. die Stadtwerke München oder die Stadtwerke Düsseldorf. Trotzdem ist die überwiegende Mehrzahl der kleineren Energieversorger von den großen Produzenten abhängig. Mehr als 41 % der in den Daten betrachteten Versorger erzeugen selbst keine Elektrizität, sondern verteilen lediglich bezogenen Strom. Im Durchschnitt werden nur 15 % der verteilten Elektrizität selbst produziert. Unter denjenigen Versorgern, die selbst Strom erzeugen, ist dieser Anteil mit 25 % immer noch recht gering. Dies unterstreicht, dass die Elektrizitätserzeugung stärker konzentriert ist als die Stromverteilung.

Sieben unterschiedliche Brennstoffe, d.h. Erzeugungstechniken, werden in dieser Analyse unterschieden. Im Einzelnen sind dies Braunkohle, Erdgas, Öl, Kernenergie, Steinkohle, „Andere Energieträger“[14] und Mischfeuerung. Mischfeuerung bezeichnet dabei Anlagen, die mit unterschiedlichen Brennstoffen betrieben werden können; die enge Verknüpfung von Brennstoff und Erzeugungstechnik wird in diesem Fall durchbrochen. Hinzu kommt das Datenproblem, dass die Erzeugung der Mischfeuerungsanlagen nicht gesondert ausgewiesen, sondern dem jeweils verwendeten Brennstoff zugewiesen wird.

14 Insbesondere Wasserkraft, aber auch Deponiegas, Gichtgas, Kokereigas, Klärgas, Raffineriegas, Sonstige Gase, Diesel, Müll, Abfallstoffe, Wind, Sonne und weitere Energiequellen von lediglich marginaler Bedeutung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3

Anzahl der von Elektrizitätsversorgern eingesetzten Techniken
in %

Anzahl eingesetzter Techniken	0	1	2	3	4	5	6	7
Relative Häufigkeit	41,13	41,13	12,74	2,84	1,01	0,77	0,39	0,0

Eigene Berechnungen nach Angaben der VDEW-Statistik Leistung und Arbeit.

Die Technik Mischfeuerung ist in der Analyse daher nur in Hinblick auf die Erzeugungskapazitäten, nicht aber auf die Stromerzeugung von Bedeutung.

Die Rohdaten enthalten deutlich mehr Energieträgerkategorien als die sieben berücksichtigten. Ein gewisses Maß an Aggregation erschien allerdings notwendig, da einige der unbedeutenderen Erzeugungstechniken nur sehr selten eingesetzt wurden. Tabelle 3 zeigt die Verteilung der Anzahl verwendeter Erzeugungstechniken im Datensatz. Wie bereits deutlich gemacht produzieren über 40 % der Elektrizitätsversorger nicht selbst, sondern betätigen sich ausschließlich als Stromverteiler, nur 18 % setzen mehr als eine Technik zur Stromerzeugung ein.

Tabelle 4 zeigt die relative Häufigkeit der verschiedenen Erzeugungstechniken und die durchschnittliche Anzahl der eingesetzten Brennstoffe aufgegliedert nach dem Umfang der Stromerzeugung. Offensichtlich ist die Diversifikation der eingesetzten Erzeugungstechniken mit der Größe der Erzeuger korreliert. Sehr kleine Erzeuger (Stromerzeugung geringer als 1 GWh) setzen beinahe ausschließlich nur einen Brennstoff ein. Grundlastbrennstoffe insbesondere Braunkohle, Kernkraft und Steinkohle werden von kleinen Erzeugern grundsätzlich nicht eingesetzt, da diese Techniken i.d.R. große Anlagen benötigen. Im Aggregat unbedeutendere Erzeugungstechniken werden dagegen regelmäßig eingesetzt, vor allem Wasserkraft, aber auch Diesel (beides enthalten in „Andere Energieträger“) und Erdgas. Die Kategorie der kleinen Erzeuger wird von kleinen lokalen Versorgern dominiert, die ein kleines Wasserkraftwerk betreiben oder über kleine diesel- oder gasbetriebene Generatoren verfügen, ansonsten aber lediglich von den großen Produzenten bezogenen Strom verteilen.

Mit höherem Output verändert sich dieses Bild graduell: Versorger mit lediglich einer Erzeugungstechnik sind zwar noch dominant, ein wachsender Anteil der Unternehmen setzt aber zwei oder drei Brennstoffe ein. Neben Erdgas und Wasserkraft werden Steinkohle, aber auch Mischfeuerung häufiger verwendet. Allerdings diversifizieren nur die großen Erzeuger (Output über 500 GWh) regelmäßig ihre Produktionskapazitäten, wobei auch bei diesen „Andere Energieträger“ (in erster Linie Wasserkraft) und Mischfeuerung am häu-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4

Qualitativer Energiemix nach Outputklassen
Mittelwert; in %

Output in GWh	Braunkohle	Erdgas	Heizöl	Kern-energie	Steinkohle
0	0,00	0,24	0,00	0,06	0,00
0 bis 1	0,00	19,21	0,94	0,00	0,00
1 bis 5	0,00	51,53	2,88	0,96	0,64
5 bis 50	0,71	45,04	8,67	1,96	3,89
50 bis 500	3,32	16,61	9,96	8,12	14,76
500 bis 5 000	6,75	23,72	13,49	21,86	26,05
mehr als 5 000	24,68	41,56	59,74	63,64	80,52
insgesamt	1,10	20,30	4,28	3,33	4,50

	Andere	Misch-feuerung	durchschn. Anzahl der Tech-niken	Zahl der Beob-achtungen
0	1,53	0,00	0,0183	1 696
0 bis 1	85,96	0,16	1,0774	642
1 bis 5	69,45	3,04	1,2887	625
5 bis 50	69,23	10,62	1,3718	565
50 bis 500	64,44	33,95	1,5148	271
500 bis 5 000	64,17	63,26	2,1963	215
mehr als 5 000	70,13	76,62	4,1963	77
insgesamt	42,48	8,97	0,8540	4 091

Eigene Berechnungen nach Angaben der VDEW-Statistik Leistung und Arbeit.

RWI ESSEN

figsten zum Einsatz kommen. Schließlich zeigen nur die größten Erzeuger regelmäßig Muster eingesetzter Techniken, die typische Grundlasttechniken beinhalten.

Während die Energieträgereinsatzmuster offensichtlich mit der Größe der Versorger in Verbindung stehen, erweisen sie sich als über die Zeit recht stabil. In 87 % aller Fälle zeigt sich keine Veränderung des qualitativen Energiemix in Bezug auf die um eine Periode verzögerte Beobachtung. Nur in 4,6 % aller Fälle zeigen sich Veränderungen in mehr als einem Element des Einsatzmusters. Gas und „Andere Energieträger" erscheinen in dieser Hinsicht etwas flexibler als die übrigen Techniken, während die qualitative Energiewahl bei Kohle und Kernenergie kaum Variation über die Zeit zeigt. Wegen dieser sehr geringen zeitlichen Variabilität wurde, wie in Abschnitt 1.1 bereits angesprochen, auf die Schätzung von Modellen zur Erklärung der diskreten Energiewahlentscheidung verzichtet, hätten sich diese doch nicht auf *between* sondern primär auf *within group*-Variation stützen müssen[15].

15 Für die Brennstoffpreise als den zentralen Regressoren lagen, wie erwähnt, keine firmenspezifischen Angaben und damit nur *within group*-Variation vor.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 5

Kapazitäten der untersuchten Unternehmen nach Primärenergieträgern
in GW

	Mittelwert	Standard-abweichung	Minimum	Maximum	Fälle
Braunkohle	2,0494	3,6484	0,0110	10,4396	45
Erdgas	0,0259	0,1573	0,5 E–05	2,1177	828
Heizöl	0,1890	0,3145	0,3 E–04	1,7330	175
Kernenergie	0,8005	1,3194	0,0003	5,7140	136
Steinkohle	0,4035	0,6587	0,9 E–04	3,4208	184
Andere	0,0293	0,1596	0,6 E–05	2,0630	1 727
Mischfeuerung	0,4021	0,8058	0,9 E–04	8,7371	367
Gesamte Kapazität	0,2318	1,2646	0,6 E–05	19,7710	2 268

Eigene Berechnungen nach Angaben der VDEW-Statistik Leistung und Arbeit.

Deskriptive, statistische Angaben zu Erzeugungskapazitäten und Elektrizitätserzeugung im gepoolten Datensatz sind in Tabelle 5 und 6 aufgeführt. Aus den jeweils letzten Spalten ist zu erkennen, dass nur eine sehr kleine Anzahl von Unternehmen Kernenergie und Braunkohle zur Stromerzeugung einsetzten, diese aber in großem Umfang und vermutlich entsprechend großen Anlagen. „Kleinere" Primärenergiequellen wie Wasserkraft (in „Andere" enthalten), vor allem aber Erdgas werden dagegen weit häufiger genutzt. Die entsprechenden Anlagen erscheinen allerdings relativ klein. Steinkohle liegt in Hinblick auf dieses Merkmal zwischen den Extremen. Dieses Muster überrascht nicht, da Braunkohle und Kernenergie typischerweise in der Grundlast eingesetzt werden, während Erdgas und Öl vor allem zur Befriedigung von Nachfragespitzen zum Einsatz kommen. Hinzu kommt, dass kleine Erzeuger, die dazu neigen, in kleinen Einheiten flexibel einsetzbare Techniken zu verwenden, im Datensatz weit häufiger vertreten sind als große.

Dieses Bild findet sich auch bei der Erzeugung (Tabelle 6). Die Spitzenlasttechniken Erdgas und Heizöl zeigen ein durchschnittlich niedriges Outputniveau, während die Durchschnittserzeugung im Fall von Braunkohle und Kernenergie sehr hoch ist. Allerdings ist eine gewisse Vorsicht bei der Interpretation der Zahlen geboten. Die jeweils letzten Spalten der Tabellen 5 und 6 suggerieren, dass mit Ausnahme von „Mischfeuerung" Primärenergieträger häufiger verbrannt werden, als Kapazitäten zu ihrer Verbrennung vorhanden sind. Zum Beispiel sind für 45 Beobachtungen Braunkohlekapazitäten reportiert, während in 83 Fällen Strom aus Braunkohle gewonnen wird. Dies kann dadurch erklärt werden, dass die brennstoffspezifische Stromerzeugung nicht getrennt nach Erzeugung in brennstoffspezifischen Anlagen und Mischfeue-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 6

Erzeugung der untersuchten Unternehmen nach Primärenergieträgern
in TWh

	Mittelwert	Standard-abweichung	Minimum	Maximum	Fälle
Braunkohle	7,2533	18,9332	0,58 E–04	72,8932	83
Erdgas	0,1313	0,7105	0,9 E–05	18,6754	1 072
Heizöl	0,0833	0,2942	0,2 E–05	3,4288	426
Kernenergie	4,8840	7,9650	0,0018	36,0334	142
Steinkohle	2,1620	3,7256	0,0002	34,1147	296
Andere	0,0860	0,4002	0,1 E–05	7,5910	1 770
Mischfeuerung	0,4452	1,3095	0,58 E–05	5,2835	16
Gesamte Kapazität	0,9491	0,1785	0,1 E–05	120,4385	2 395

Eigene Berechnungen nach Angaben der VDEW-Statistik Leistung und Arbeit. RWI ESSEN

rungsanlagen ausgewiesen wird[16]. Nur 16 Beobachtungen zeigen eine Erzeugung aus Mischfeuerung; damit ist jedoch nicht der Output von Mischfeuerungsanlagen gemeint, sondern Stromerzeugung aus der Verbrennung eines Brennstoffgemischs.

Auch bedingt auf den Einsatz der einzelnen Techniken bleibt die heterogene Struktur des verwendeten Datensatzes in Bezug auf alle Brennstoffe erhalten. Eine jeweils kleine Anzahl von Unternehmen verfügt über große Erzeugungskapazitäten und erzeugt damit in entsprechend hohem Maße Strom, während die überwiegende Mehrzahl der Unternehmen, die eine entsprechende Technik einsetzen, nur vergleichsweise kleine Kapazitäten besitzen und wenig Strom erzeugen. Tabelle 7 zeigt entsprechende Konzentrationsmaße (bedingt auf positiven Output und positive Kapazitäten). Die Konzentration ist im Fall von Gas und „Andere Energieträger" am ausgeprägtesten. Dies sind die Techniken, die zwar regelmäßig von sehr kleinen Erzeugern eingesetzt werden, für die aber auch sehr große Anlagen wie z.B. große Wasserkraftwerke existieren. Aufgrund dieser großen strukturellen Unterschiede erscheint die gewählte Modellierungsstrategie, durch *fixed effects* unternehmensspezifische Heterogenität zu neutralisieren, angebracht.

Nun soll noch ein kurzer Blick auf die erklärenden Variablen geworfen werden. Energiepreise sind die Schlüsselvariablen zur Identifikation der Preissensitivität der Energieträgerwahl. Diese Sensitivität ist mit entscheidend für die Wirkung steuerlicher Maßnahmen, die auf die Reduzierung von CO_2-Emissionen mittels einer Veränderung des Energiemix zielen. Wie bereits angesprochen, mussten aggregierte Preise für Braunkohle, Erdgas, Heizöl und

16 Außerdem gibt es im Datensatz mehr fehlende Werte für die Kapazitäten als für die Erzeugung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 7

Gini-Koeffizienten[1] der Kapazitäten und Stromerzeugung nach Primärenergieträgern

	Kapazitäten	Erzeugung
Braunkohle	0,7428	0,8588
Erdgas	0,9380	0,9044
Heizöl	0,7343	0,8755
Kernenergie	0,7046	0,7073
Steinkohle	0,6692	0,6837
Andere	0,9343	0,9212
Mischfeuerung	0,7136	0,8184
insgesamt	0,9097	0,9539

Eigene Berechnungen. – [1]Bedingt auf positiven Output und positiven Kapazitäten.

Steinkohle verwendet werden. Diese Preise, gemessen in Elektrizitätseinheiten, sind in Schaubild 5 dargestellt. Die hohe Korrelation erweist sich dabei als Problem für die Analyse.

Der Lastfaktor zeigt eine weniger schiefe Verteilung als die Erzeugung oder die Kapazitäten der Versorgungsunternehmen. Im Mittel nimmt er den Wert 0,557 an und zeigt keine ausgeprägte Korrelation mit der Größe der Erzeuger und – überraschenderweise – auch nicht mit den Kapazitätsanteilen der verschiedenen Energieträger.

Die Stromnachfrage und die von anderen Erzeugern bezogene Elektrizität spiegeln die Heterogenität des Datensatzes wieder. Die Verteilung beider Variablen ist sehr schief. Im Durchschnitt beträgt die Nachfrage 1,03 TWh im Jahr, während 0,48 TWh durchschnittlich von anderen Erzeugern bezogen werden. Nur eine sehr kleine Anzahl von Versorgungsunternehmen bezieht keinen Strom von Dritten.

Nur ein Zeitdummy wurde in das Modell aufgenommen. Er nimmt den Wert Eins für die Perioden 1995 bis 1998 an. Ein volles Set von Zeitindikatoren konnte nicht verwendet werden, da die aggregierten Brennstoffpreise nur über die Zeit variieren. Der verbleibende Dummy kann als Deregulierungsindikator interpretiert werden, der die Effekte einer seit Mitte der neunziger Jahre wohl weniger rigiden Regulierung des Energiesektors auffängt. Da auch die Energieträgerwahl mittelbar oder unmittelbar davon betroffen werden könnte (z.B. Söderholm 1999b), wird dieser Dummy zum zweiten Schlüsselregressor dieser Untersuchung.

3. Schätzergebnisse

Die Gleichungssysteme (3) und (6) wurden in zahlreichen unterschiedlich spezifizierten Varianten geschätzt. In allen erwiesen sich individuelle Effekte

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 8

Individuelle Signifikanz der Koeffizienten der Kapazitätsgleichungen

	Braun-kohle	Erdgas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere	Misch-feuerung
Nachfrage	+	0	0	+	0	+	0
Bezug	0	0	0	0	0	0	0
Preis für							
Braunkohle	0	0	–	+	+	0	0
Erdgas	0	+	0	0	0	0	0
Heizöl	0	0	0	0	–	+	0
Steinkohle	0	–	0	0	0	0	0
Lastfaktor	–	+	0	0	0	0	0
Dummygruppe							
Braunkohle			0	–	–	0	0
Erdgas	0		0	+	0	0	0
Heizöl	0	0		0	0	0	+
Kernenergie	0	0			0	0	–
Steinkohle	0	0	0	0		0	–
Sonstige	–	+	0	0	0		0
Mischfeuerung	–	0	0	0	0	0	
Deregulierungs-indiaktor	0	0	0	0	0	0	0

Eigene Berechnungen. – Es bedeuten: 0: Insignifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit; + bzw. –: Vorzeichen signifikanter Koeffizienten. RWI ESSEN

als hochgradig signifikant. Hausman-Tests favorisierten grundsätzlich *fixed effects* gegenüber *random effects*. Daher stammen die präsentierten Ergebnisse aus einer Spezifikation mit festen individuellen Effekten. Die Gleichungen für Braunkohle bilden allerdings eine Ausnahme. Die für diesen Energieträger sehr geringe Zahl von Beobachtungen erlaubte keine *fixed effects* und es wurde eine einheitliche Konstante angenommen.

Tabelle 8 und 11 geben Auskunft über die Signifikanz und – falls Signifikanz vorliegt – das Vorzeichen der einzelnen Koeffizienten im Kapazitäts- und Erzeugungsmodell. Da sich herausstellte, dass die absolute Größe der Koeffizienten für die inhaltlichen Ergebnisse von zweitrangigem Interesse ist, sind diese Tabellen von besonderem Interesse. Die kompletten Schätzergebnisse finden sich in Tabelle 10 und 12. Zusätzlich zeigt Tabelle 9 die Ergebnisse von Tests auf gemeinsame Signifikanz von Variablengruppen.

3.1 Kapazitätsgleichungen

In den meisten Kapazitätsgleichungen – mit Braunkohle, Kernenergie und „Andere Energieträger“ als Ausnahmen – sind die Stromnachfrage und der Elektrizitätsbezug weder individuell noch gemeinsam signifikant (Tabelle 8

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 9

Gemeinsame Signifikanz von Variablengruppen

	Braun-kohle	Erdgas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere	Misch-feuerung
Kapazitätsgleichungen							
Nachfrage/Bezug	+	0	0	0	0	+	0
Brennstoffpreise	0	+	+	+	+	+	0
Qualitatives Einsatz-muster	+	0	0	+	+	0	+
Erzeugungsgleichungen							
Nachfrage/Bezug	+	0	0	+	+	+	
Brennstoffpreise	+	0	+	+	+	+	
Qualitatives Einsatz-muster	0	+	+	+	+	+	
Kapazitäten	+	+	0	+	+	+	

Eigene Berechnungen. – Es bedeuten: 0: Insignifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit; + bzw. –: Vorzeichen signifikanter Koeffizienten. RWI ESSEN

und 9). Ein Einfluss des Lastfaktors auf die Erzeugungskapazitäten konnte in den Daten nicht gefunden werden, außer für Braunkohle und Gas. In diesen Fällen weisen die Vorzeichen allerdings in die Richtung, die aufgrund theoretischer Überlegungen gerade nicht zu erwarten wäre. Die Insignifikanz vieler dieser Koeffizienten mag dadurch erklärt werden, dass die Versorger ihre Kapazitäten nur sehr zögerlich an Veränderungen im Lastprofil anpassen. Die beiden „falschen" Vorzeichen bleiben aber irritierend.

Im Fall von Gas, Heizöl und Kernenergie ist das qualitative Einsatzmuster nicht gemeinsam signifikant. Die Signifikanz dieser Dummygruppe in den übrigen Kapazitätsgleichungen überrascht dagegen fast, sollten diese sich kaum über die Zeit verändernden Variablen neben den fixen individuellen Effekten doch nur schlecht identifiziert sein. Vor diesem Hintergrund stellt sich erneut die Frage, ob das Modell nicht sparsamer parametrisiert werden sollte. Allerdings stünde der Verzicht auf die entsprechenden Indikatoren kaum in Einklang mit dem in Abschnitt 1.2 beschriebenen Modell. Außerdem finden sich in den geschätzten Koeffizienten (Tabelle 10) keine Hinweise auf ein gravierendes Identifikationsproblem[17], so dass die geringe zeitliche Variation der qualitativen Einsatzmuster zur Identifikation der entsprechenden Dummies anscheinend ausreichte. Schließlich veränderten sich die Schätzergebnisse für die übrigen Koeffizienten in vereinfachten Spezifikationen ohne Dummies zur Charakterisierung des qualitativen Energiemix nicht stark, so dass hier die Ergebnisse für das ursprüngliche Modell mit Dummies dargestellt werden.

17 Lediglich in der Kapazitätsgleichungen für Erdgas und Heizöl musste je ein Dummy gestrichen werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 10

Geschätzte Koeffizienten der Kapazitätengleichungen

	Braun-kohle	Erdgas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere	Misch-feuerung
Nachfrage	1,7217* (0,3030)	0,2819 (0,1835)	–0,0726 (0,5202)	0,4237* (0,1943)	0,1657 (0,4320)	0,4975* (0,2011)	0,4953 (0,2690)
Bezug	–0,4642 (0,2610)	–0,0447 (0,1122)	–0,0404 (0,0387)	–0,1088 (0,0695)	0,0237 (0,0487)	–0,0580 (0,0762)	0,2749 (0,0604)
Preis für							
Braunkohle	0,7164 (0,7343)	–0,7401 (1,4718)	–2,5066* (0,9062)	3,2658* (0,7424)	2,8179* (0,7274)	0,4401 (0,5528)	0,9544 (0,6400)
Erdgas	84,5662 (119,75)	0,4374* (0,0945)	1,8264 (2,4478)	–0,3049 (0,2462)	0,2294 (0,4362)	0,1191 (0,2812)	–0,3243 (0,4230)
Heizöl	1,6779 (1,2130)	0,1232 (0,3359)	0,0726 (0,1224)	–0,1164 (0,1403)	–0,7042* (0,2645)	0,7435* (0,2418)	–0,3236 (0,3105)
Steinkohle	0,2627 (0,5301)	–0,9441* (0,3883)	–0,2140 (0,4751)	0,1716 (0,1844)	0,3554 (0,2042)	–0,2468 (0,2979)	0,2245 (0,2833)
Lastfaktor	–6,0727* (1,8521)	1,0382* (0,3883)	0,9715 (0,5844)	–0,6198 (0,3263)	–0,1232 (0,3108)	1,4149 (1,1061)	–0,0474 (0,2809)
Dummygruppe							
Braunkohle	–	–	0,8923 (0,6742)	–1,4589* (0,3808)	–1,3005* (0,5177)	0,2966 (0,2937)	–0,5960 (0,4883)
Erdgas	–54,1959 (81,3823)	–	–1,4164 (1,6388)	0,4145 (0,1837)	–0,4958 (0,4069)	0,0227 (0,2364)	0,1347 (0,2973)
Heizöl	–1,5961 (1,0746)	0,3099 (0,2761)	–	0,0616 (0,1191)	0,4428 (0,2424)	–0,3819 (0,2364)	0,6156* (0,2958)
Kernenergie	1,4535 (0,9334)	–0,1542 (0,2566)	–	–	0,1723 (0,1966)	–0,1547 (0,0894)	–0,2130* (0,0969)
Steinkohle	0,5479 (0,3625)	–0,0748 (0,3485)	0,1278 (0,2206)	0,3521 (0,1836)	–	0,4488* (0,2911)	–0,5235* (0,2070)
Sonstige	–2,3866* (1.0058)	0,2216 (0,1082)	0,0642 (0,1428)	0,0077 (0,1318)	0,0465 (0,1373)	–	0,0629 (0,1429)
Mischfeuerung	–1,0901* (0,3269)	0,6801 (0,3614)	–0,2145 (0,1307)	0,0533 (0,1260)	–0,0562 (0,0999)	–0,1002 (0,2423)	–
Deregulierungs-indikator	0,0686 (0,6993)	–0,0120 (0,0631)	0,0695 (0,0889)	0,0959 (0,0526)	0,0461 (0,0798)	–0,0081 (0,0411)	0,0821 (0,0774

Eigene Berechnungen. – White's robuste Standardfehler in Klammern . – *Zeigt Signifikanz auf dem 0.05 Niveau.

RWI ESSEN

In den Kapazitätsgleichungen sind die meisten Preiskoeffizienten mit wenigen Ausnahmen individuell nicht signifikant. Der einzige signifikante Eigenpreiseffekt (Erdgas) hat das „falsche" positive Vorzeichen. Außerdem lassen einige der geschätzten Koeffizienten vermuten, dass das Kollinearitätsproblem in den Preisvariablen schwerwiegend ist. Vor diesem Hintergrund erscheint es eher kühn, die Schätzergebnisse als gute Annäherung an die wahren Elastizitäten zu interpretieren. Von größerem Interesse als die Werte einzelner geschätzter Koeffizienten erscheint daher, ob sich zumindest ein allgemeiner Preiseinfluss identifizieren lässt. In Tabelle 9 sind die Ergebnisse der entsprechenden Tests aufgelistet. Für Braunkohle und Mischfeuerung kann kein gemeinsamer Preiseffekt auf die Erzeugungskapazitäten festgestellt werden,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 11

Individuelle Signifikanz der Parameter der Erzeugungsgleichungen

	Braun-kohle	Erdgas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
Nachfrage	0	+	0	+	+	+
Bezug	0	0	0	–	0	–
Preis für						
Braunkohle	+	0	–	0	+	0
Erdgas	0	+	0	+	+	0
Heizöl	0	0	+	0	0	0
Steinkohle	+	0	0	0	–	0
Lastfaktor	0	0	0	0	–	0
Dummygruppe						
Braunkohle		0	+	+	0	0
Erdgas	0		0	0	–	0
Heizöl	0	0		0	+	0
Kernenergie	–	–	–		0	–
Steinkohle	0	0	0	+		0
Andere	0	0	0	–	0	
Mischfeuerung	0	0	0	0	0	0
Kapazitäten						
Braunkohle	+	–	0	+	0	0
Erdgas	0	+	0	0	–	+
Heizöl	0	0	0	0	0	0
Kernenergie	0	–	0	+	0	–
Steinkohle	+	0	0	0	0	0
Andere	0	0	0	–	0	+
Mischfeuerung	+	0	0	0	+	0
Deregulierungsindiaktor	–	+	–	0	0	+

Eigene Berechnungen. – Es bedeuten: 0: Insignifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit; + bzw. –: Vorzeichen signifikanter Koeffizienten. RWI ESSEN

während die Kapazitäten zur Verbrennung von Erdgas, Heizöl, Kernbrennstoff, Steinkohle und „Andere Energieträger" auf Veränderungen der Preise fossiler Energieträger zu reagieren scheinen. Aber auch für diese Fälle ist zweifelhaft, ob von den Preisvariablen tatsächlich „wahre" Preiseffekte aufgefangen werden und nicht andere, ebenfalls zeitabhängige Einflüsse. Zumindest die Vorzeichen der Koeffizienten (Tabelle 10) – ihre Signifikanz außer Acht lassend – sind mit standardmäßigen Vorüberlegungen nicht in Einklang zu bringen, die positive Eigenpreis- und negative Kreuzpreiselastizitäten erwarten lassen.

Schließlich ist der Deregulierungsindikator in allen Gleichungen insignifikant. Dieses Ergebnis mag dadurch erklärt werden, dass der Deregulierungsprozess erst vor vergleichsweise kurzer Zeit begonnen hat und mögliche Ef-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

fekte auf die Erzeugungskapazitäten erst in fernerer Zukunft beobachtet werden können.

3.2 Erzeugungsgleichungen

Bei den Erzeugungsgleichungen zeigen für alle Energieträger (die Koeffizienten der jeweils korrespondierenden spezifischen Kapazitäten) – außer für Heizöl – ein signifikant positives[18] Vorzeichen. Wenig überraschend scheint der Umfang der vorhandenen Kapazitäten einen positiven Einfluss auf die mit ihnen erzeugte Strommenge zu haben. Allerdings sind diese Koeffizienten – mit Kernenergie und Braunkohle als Ausnahmen – signifikant kleiner als Eins. Folglich reagiert die Stromerzeugung eher unelastisch auf Veränderungen in den korrespondierenden Kapazitäten. Allerdings haben nicht nur die für den betrachteten Brennstoff spezifischen Erzeugungskapazitäten einen signifikanten Einfluss auf die Stromerzeugung, sondern das ganze Portfolio der Kapazitäten. Dies ist für alle Brennstoffe außer Braunkohle der Fall (Tabelle 9). Gemeinsam signifikant sind – mit der Ausnahme Heizöl – auch die Dummies, die den qualitativen Energiemix charakterisieren[19]. Die Überlegung, dass die Brennstoffwahl bedingt auf die diskrete und stetige Investitionsentscheidungen getroffen wird, wird durch die Schätzergebnisse somit gestützt.

In den meisten Gleichungen ist – außer im Fall von Braunkohle und Öl – die Nachfrage signifikant. Veränderungen der Stromnachfrage führen – wenig überraschend – zur Veränderung der Stromerzeugung. Wie erwartet hat die Menge der von anderen Produzenten bezogene Elektrizität einen negativen Effekt auf den Umfang des selbst erzeugten Stroms. Dies gilt für alle Erzeugungstechniken außer Braunkohle. Allerdings sind die entsprechenden Koeffizienten nur im Fall von Kernenergie und „Andere“ signifikant. Die Ergebnisse bezüglich des Lastfaktors sind auch für das Erzeugungsmodell wenig aufschlussreich. Nur für Steinkohle lässt sich ein signifikanter Effekt feststellen (Tabelle 12).

Die Betrachtung richtet sich nun auf den Einfluss der Brennstoffpreise. Wie in den Kapazitätsgleichungen sind auch hier die meisten Preiskoeffizienten individuell nicht signifikant. Allerdings zeigen alle Gleichungen mit Ausnahme derjenigen für Gas gemeinsam signifikante Brennstoffpreise. Die Eigenpreiseffekte für Braunkohle und Heizöl sind jedoch signifikant positiv. Im Fall von Steinkohle tritt der einzige signifikant negative Eigenpreiseffekt auf. Dies entspricht sicherlich nicht dem Muster von Preiseffekten, das aus theoretischer

[18] Es wurden einseitige *t*-Tests durchgeführt.

[19] Wegen der geringen zeitlichen Variation des qualitativen Energiemix evtl. zu befürchtende Identifikationsprobleme scheinen auch für die Erzeugungsgleichungen nicht aufzutreten (vgl. die Diskussion im vorangegangenen Abschnitt).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 12

Geschätzte Koeffizienten der Erzeugungsgleichungen

	Braun-kohle	Erdgas	Heizöl	Kern-energie	Steinkohle	Andere
Nachfrage	0,2592 (0,3063)	0,5632* (0,1896)	0,9950 (0,6091)	0,5545* (0,1239)	0,7240 (0,2653)	0,4727* (0,1520)
Bezug	0,1422 (0,1615)	–0,1576 (0,0862)	–0,1637 (0,1116)	–0,1674* (0,0231)	–0,0250 (0,0404)	–0,2035 (0,0607)
Preis für						
Braunkohle	5,8308* (1,0274)	–0,2477 (0,9884)	–7,9045* (2,7751)	0,6976 (0,6148)	1,7783* (0,7936)	0,4942 (1,6499)
Erdgas	0,4707 (3,6805)	0,5760* (0,2833)	–1,1937 (1,0414)	0,5164* (0,1428)	0,9611* (0,3596)	0,6933 (0,4332)
Heizöl	–0,0310 (0,9338)	0,7081 (0,3904)	0,7632* (0,2894)	0,1287 (0,1139)	–0,1496 (0,1468)	–0,1217 (0,1938)
Steinkohle	3,7020* (1,4598)	0,0044 (0,5540)	0,4424 (0,5834)	–0,1627 (0,1685)	–0,4200* (0,1647)	0,2264 (0,3147)
Lastfaktor	–0,7718 (1,5849)	0,8440 (0,5401)	–0,3384 (0,9019)	–0,1419 (0,1455)	–0,8546* (0,3280)	0,6444 (0,6724)
Dummygruppe						
Braunkohle	–	–1,3884 (0,9078)	4,7431* (1,9020)	1,9108* (0,6923)	–0,7761 (0,7271)	–1,4428 (0,8643)
Erdgas	–1,7125 (2,7270)	–	0,0259 (0,8936)	–0,2262 (0,2017)	–1,1550* (0,4194)	–0,0367 (0,4078)
Heizöl	0,1649 (0,9045)	–1,0705 (0,6767)	–	0,0789 (0,0994)	0,4433* (0,2080)	0,1189 (0,3343)
Kernenergie	–2,7528* (0,8257)	–2,5086* (0,5079)	–1,8992* (0,8587)	–	–0,3727 (0,2399)	–1,6327* (0,3273)
Steinkohle	0,0257 (0,7999)	–0,3003 (0,4744)	–0,7250 (0,5622)	0,7049* (0,1209)	–	0,0828 (0,2721)
Sonstige	1,1162 (0,7963)	0,2804 (0,5040)	–0,8252 (0,8258)	–0,5430* (0,2071)	–0,4679 (0,2933)	–
Mischfeuerung	0,8275 (0,4564)	–0,7044 (0,7330)	1,2856* (0,7223)	–0,0305 (0,1123)	0,1913 (0,1820)	–0,2016 (0,4635)
Kapazität						
Braunkohle	0,7754* (0,1569)	–0,9902* (0,2710)	0,43563 (0,3088)	1,2054* (0,4203)	0,3922 (0,5121)	–0,4209 (0,2272)
Gas	–0,2333 (0,2386)	0,1837* (0,0474)	–0,1696 (0,0872)	0,0339 0,0228)	–0,0864* (0,0403)	0,0871* (0,0336)
Heizöl	0,2887 (0,3086)	–0,1141 (0,1096)	0,0075 (0,0610)	0,0107 (0,0337)	0,0061 (0,0493)	–0,0307 (0,0540)
Kernenergie	0,7771 (0,5092)	–0,9887* (0,3323)	0,0737 (0,3494)	1,0295* (0,0732)	–0,1667 (0,1119)	–0,5191* (0,1186)
Steinkohle	1,1241* (0,4171)	0,0021 (0,1263)	–0,1865 (0,2174)	0,0306 (0,0540)	0,1650 (0,0932)	0,0237 (0,0459)
Sonstige	0,1649 (0,1126)	–0,0048 (0,0532)	0,0420 (0,0877)	–0,0571* (0,0213)	0,0134 (0,0376)	0,2731* (0,0520)
Mischfeuerung	0,4829* (0,1316)	–0,1254 (0,1378)	0,1203 (0,1331)	–0,0000 (0,0317	0,2426* (0,1040)	–0,0685 (0,0913)
Deregulierungs-indikator	–0,7644* (0,3674)	0,2218* (0,0561)	–0,6814* (0,1662)	–0,0474 (0,0258)	0,1176 (0,0692)	0,1254* (0,0459)

Eigene Berechnungen. – White's robuste Standardfehler in Klammern . – *Zeigt Signifikanz auf dem 0.05 Niveau.

RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Perspektive zu erwarten ist. Die schlechte Datenqualität mag dafür verantwortlich sein. Allerdings könnte dieses wenig überzeugende Ergebnis auch widerspiegeln, dass die zentrale Annahme von exogenen die Energieträgerwahl treibenden Brennstoffpreisen nicht gerechtfertigt ist. In den teilweise sehr dünnen Brennstoffmärkten – mit dem Extrembeispiel Braunkohle – kann die Nachfrageentscheidung einzelner Käufer die Preise maßgeblich bestimmen. Diese Nachfrageentscheidung mag darüber hinaus maßgeblich von regulatorischen Interventionen, wie z.B. dem Jahrhundertvertrag (drittes Kapitel), beeinflusst sein. Somit könnte sich die Kausalrichtung zwischen Brennstoffnachfrage und Energiepreisen umkehren, was positive Korrelationen zwischen beiden Variablen erklären würde.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass innerhalb dieser Untersuchung kein überzeugender Beleg für die Hypothese gefunden werden konnte, dass der Energiemix der deutschen Elektrizitätserzeugung in den letzten 20 Jahren in entscheidender Weise von den Preisen der verwendeten Brennstoffe bestimmt wurde. Dies gilt sowohl für die Investitionsentscheidung bezüglich der brennstoffspezifischen Erzeugungstechnik als auch in Hinblick auf die Produktionsentscheidung gegeben vorhandene Kapazitäten. Datenprobleme mögen dieses Ergebnis erklären. Allerdings könnte die intensive Regulierung die Energieversorger davon abgehalten haben, ihre Produktionsfaktoren in der Weise nachzufragen, wie es „Lehrbuch-Kostenminimierungsmodelle“ suggerieren. Falls diese Interpretation der Ergebnisse zutrifft, sollten sich Effekte der Veränderung des regulatorischen Umfelds Mitte der neunziger Jahre in den Daten finden lassen.

Um dies zu testen, wurde der „Deregulierungsindikator“ (Abschnitt 2.2) in die Regressionsgleichungen aufgenommen. Wie bereits angesprochen konnte kein signifikanter Effekt der Dummy auf die Erzeugungskapazitäten gefunden werden. Bis einschließlich 1998 – dem letzten betrachteten Jahr – lässt sich somit noch kein Effekt der Deregulierung des Elektrizitätssektors auf die Kapazitäten ausmachen. Da der betrachtete Zeitraum nur um wenige Jahre über den Beginn der Deregulierungsbemühungen hinausreicht, die Anpassung der Erzeugungskapazitäten jedoch einen langfristigen Prozess darstellt, überrascht dies nicht. Vermutlich können die entsprechenden Effekte erst mit größerer zeitlicher Verzögerung beobachtet werden. Wirkungen auf den Energieträgereinsatz gegeben vorhandene Kapazitäten sollten sich jedoch bereits kurzfristig beobachten lassen. Tatsächlich zeigen sich entsprechende signifikante Effekte für Braunkohle, Gas, Heizöl und „Andere Energieträger“ (Tabelle 11, letzte Zeile). Der Einsatz von Braunkohle und Öl scheint durch die regulatorischen Änderungen negativ beeinflusst worden zu sein, während für Gas und „Andere“ das Gegenteil zu gelten scheint. Eine intuitive Interpretation des positiven Effekts auf Braunkohle liegt nicht auf der Hand, da Braunkohle als am wenigsten regulierter Energieträger nicht unmittelbar von den

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Reformen betroffen war. Der negative Koeffizient für Öl überrascht, da dieser regulatorisch zuvor stark beschränkte Energieträger von den Reformen profitiert haben sollte. Für die positiven Effekte auf den Einsatz von Gas und „Andere Energieträger" lassen sich dagegen intuitive Erklärungen finden: zum einen die Aufhebung der Restriktionen auf den Gaseinsatz im Jahr 1996, zum anderen die Förderung regenerativer Energieträger, vor allem der Windkraft, in jüngster Vergangenheit[20].

4. Zusammenfassung

Im Rahmen dieser Mikrodatenanalyse konnten keine überzeugenden Hinweise dafür gefunden werden, dass Energiepreise den Energiemix in der deutschen Elektrizitätsversorgung bestimmen. Diese Einschätzung stützt sich nicht nur auf die hier detailliert vorgestellten Schätzergebnisse, sondern auch auf eine große Zahl weiterer mehr oder weniger stark abweichender Spezifikationen, deren Schätzung in dieser Hinsicht ähnliche Resultate lieferte.

Neben Datenproblemen liegt die Ursache für dieses Ergebnis vermutlich in der strikten Regulierung und massiven staatlichen Beeinflussung der Elektrizitätserzeugung, die Energieerzeuger daran gehindert zu haben scheint, sich als Kostenminimierer zu verhalten. In begrenztem Maße konnten Effekte der Lockerung staatlicher Einflussnahme in den Daten gefunden werden. Da dieser Deregulierungsprozess jedoch erst kürzlich begonnen hat, erscheint es für eine Quantifizierung dieser Effekte zu früh.

Vor diesem Hintergrund kann die Frage, in welchem Ausmaß eine CO_2-Steuer über einen veränderten Energiemix zu einer Verringerung von Kohlendioxidemissionen geführt hätte, folgendermaßen beantwortet werden: Bis in die jüngste Vergangenheit scheint die Brennstoffwahl der Energieversorger primär nicht durch Energiepreise, sondern in weit höherem Maße durch das politische und regulatorische Umfeld bestimmt worden zu sein. Daher konnten ohne gravierende Veränderungen dieses regulatorischen Rahmens keine Wirkungen entsprechender CO_2-Steuern erwartet werden. Kurzfristig scheinen daher keine nennenswerten CO_2-Vermeidungspotenziale durch eine ökologische Steuerreform verschenkt worden zu sein, die nicht auf eine Veränderung des Energiemix zielt. Allerdings hat inzwischen ein substantieller Deregulierungsprozess begonnen, so dass für die Zukunft wesentlich stärkere Effekte von Energiepreisänderungen auf die Brennstoffwahl erwartet werden können. Differenzierte Brennstoffsteuern könnten somit in Zukunft ein effektives Instrument zur Reduktion von CO_2-Emissionen im Energiesektor darstellen.

[20] Die Interpretation des „Deregulierungsindikators" bleibt allerdings in weiten Teilen spekulativ. Als reiner Zeitdummy kann der Indikator unterschiedlichste zeitabhängige Effekte auffangen, die in keinem Zusammenhang mit der Reform des Energiesektors stehen müssen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Allerdings ist grundsätzlich Zurückhaltung bei der Prognose solcher Effekte auf Basis historischer Daten geboten. So erscheint es fast unmöglich, die relevanten Technologieparameter in Daten zu identifizieren, die in einem hochgradig regulierten Umfeld beobachtet wurden. Aus methodischer Perspektive reduziert dies grundsätzlich den Wert von Prognosen, die sich auf Analysen historischer Daten hochgradig regulierter Energiesektoren stützen. Dies gilt insbesondere auch für Untersuchungen, die mit entsprechenden aggregierten *cross country*-Daten arbeiten und bislang die wesentlichsten Beiträge zur ökonometrischen Analyse der Energieträgerwahl außerhalb Nordamerikas geleistet haben.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Fünftes Kapitel

Längsschnittorientierte Panelanalyse für Deutschland: die Energiepreissensitivität der Verbundunternehmen

Im vorangegangenen Kapitel wurde versucht, Effekte von Brennstoffpreisänderungen auf den Energiemix der deutschen Elektrizitätserzeuger zu identifizieren und ggf. zu quantifizieren. Als Datengrundlage diente ein Panel, das zwar fast alle deutschen Energieversorger umfasste, diese jedoch nur zu wenigen Zeitpunkten betrachtete. Aus mehreren Gründen erscheint dies problematisch. Zum einen erwies sich der verwendete Datensatz als extrem heterogen, da er sowohl die großen Verbundunternehmen als auch kleinste lokale Energieversorger und Stromproduzenten umfasste. Es erscheint fraglich, inwieweit eine gemeinsames Modell zur Erklärung des Verhaltens derart heterogener Unternehmen geeignet ist. Viele der kleinen Unternehmen waren für die Untersuchung des Energiemix zudem uninteressant, da sie teilweise keinen Strom erzeugten oder nur einen Brennstoff dafür einsetzten. Außerdem warf die Berücksichtigung nur weniger Zeitpunkte Probleme auf. Da Preisveränderungen nur über die Zeit beobachtet werden konnten, Preisdifferenzen zwischen Unternehmen, d.h. firmenspezifische Energiepreise, aber nicht in den Daten reportiert waren, stand zur Erklärung der Brennstoffwahl nur ein Minimum an Preisvariation zur Verfügung.

Vor diesem Hintergrund wird nun die Energieträgerwahl in der Stromerzeugung auf Basis einer veränderten Datengrundlage nochmals empirisch untersucht. Dabei werden nur die Verbundunternehmen – RWE, PreussenElektra, VEAG, Bayernwerk, Energieversorgung Schwaben, Badenwerk, Hamburgische Electricitätswerke, Bewag – betrachtet, diese allerdings über einen Zeitraum von 31 Jahren (1968 bis 1998).

Diese neun Unternehmen sind Betreiber des Verbundnetzes und wurden deshalb i.d.R. als „natürliche“ Untergruppe innerhalb der Energieversorger angesehen. Allerdings zählen nicht alle großen Produzenten zu den Verbundunternehmen, so dass in Hinblick auf die Stromerzeugung die Abgrenzung bis zu einem gewissen Grad willkürlich bleibt. Auf die Verbundunternehmen entfielen jedoch 1998 etwa 65 % der Kraftwerksleistung und 70 % der Stromer-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zeugung, so dass mit ihrer Betrachtung ein Großteil des gesamten Sektors abgedeckt wird.

1. Deskriptive Analyse

1.1 Datenquellen und -probleme

Wie im vierten Kapitel bildet die „VDEW-Jahresstatistik Leistung und Arbeit" die Grundlage für die empirische Untersuchung. Allerdings wurden alle Jahre von 1968 bis 1998 berücksichtigt. Als Preisdaten stehen weiterhin nur aggregierte Angaben der „Statistik der Kohlewirtschaft e.V.", der OECD und des Statistischen Bundesamtes zur Verfügung. Das Problem der geringen Qualität dieser Preisdaten bleibt somit bestehen, wird durch die Verwendung längerer Zeitreihen aber abgemildert. Die betrachteten Energieträger bzw. Produktionstechniken sind weiterhin Braunkohle, Gas, Heizöl, Kernenergie, Steinkohle, „Andere Energieträger" und Mischfeuerung. Die einzige Abweichung zur Einteilung aus dem vierten Kapitel liegt in der Zusammenfassung von Erdgas und anderen Gasen[1] zur gemeinsamen Kategorie „Gas".

Die Verwendung längerer Zeitreihen erhöht zwar die Variation der Variablen über die Zeit, macht aber auch zusätzliche Datenprobleme sichtbar oder verschärft bestehende. So fehlen für die frühen siebziger Jahre Angaben zu Gemeinschaftskraftwerken, lediglich eigene Kraftwerke werden in der VDEW-Statistik ausgewiesen. Für die Verbundunternehmen, die an Gemeinschaftskraftwerken beteiligt waren, konnten die Jahre vor 1975 deshalb nicht berücksichtigt werden. Das zur Verfügung stehende Panel ist also wegen fehlender Werte nicht balanciert. Außerdem wurden 1987 die Angaben zu Leistung und Erzeugung in der VDEW-Statistik von Brutto- auf Nettowerte umgestellt. Um einheitliche Zeitreihen zu erhalten, wurden für die späteren Jahre aus den Nettoangaben Bruttowerte errechnet.

Zusätzlich bereitet die Abgrenzung der Produktionstechniken Probleme. Insbesondere die Kapazitäten für Mischfeuerung sind vermutlich nicht immer konsistent ausgewiesen. So erscheinen häufig in einem Jahr Kapazitäten für Mischfeuerung, z.B. Erdgas/Öl, die im Folgejahr fehlen. Stattdessen werden aber in gleicher Höhe Kapazitäten für einen speziellen Energieträger, z.B. Erdgas, ausgewiesen. Bei völlig unplausiblen Mustern in den Rohdaten wurden Korrekturen vorgenommen. Teilweise bleibt jedoch unklar, ob tatsächlich Umrüstungen von „reiner" zu Mischfeuerung bzw. umgekehrt vorgenommen wurden oder ob Datenfehler vorliegen.

Schließlich bereitet die Abgrenzung von Unternehmen Probleme. So erscheinen Umstrukturierungen wie Fusionen, das Auslagern von Geschäftsberei-

[1] Viele dieser Gase, z.B. Deponie- oder Klärgas, bestehen chemisch betrachtet wie Erdgas überwiegend Methan.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

chen in Tochterunternehmen oder deren Integration in das Mutterunternehmen in den Daten als reale Veränderungen. Es wurde versucht, die Daten um solche Effekte zu bereinigen. Trotzdem dürften einige Veränderungen von Kapazitäten und Erzeugung in den Daten keine realen, sondern lediglich rechtliche Veränderungen widerspiegeln.

1.2 Datenbeschreibung

Die Schaubilder 8 bis 16 im Anhang zeigen die zeitliche Entwicklung von Leistung und Erzeugung aufgegliedert nach Energieträgern für die betrachteten Verbundunternehmen. Auf einige Aspekte wird vertieft eingegangen.

1.2.1 Qualitativer Energiemix

Tabelle 13 beschreibt den qualitativen Energiemix der Verbundunternehmen. Die letzte Zeile zeigt die durchschnittliche Einsatzhäufigkeit im gepoolten Datensatz. Am häufigsten werden Steinkohlekraftwerke bei 92 % aller Beobachtungen eingesetzt, am seltensten Braunkohlekraftwerke mit 43 %. Kapazitäten für Gas und Heizöl sind mit durchschnittlich 52 % und 60 % ebenfalls weniger häufig, während der Einsatz „Andere Energieträger“ inkl. Wasserkraft und Mischfeuerung mit 86 % und 82 % vergleichsweise oft beobachtet werden. Die Spalte „Techniken“ macht deutlich, dass – im Gegensatz zu vielen im vierten Kapitel betrachteten kleinen Versorgungsunternehmen – alle Verbundunternehmen über verschiedene Techniken zur Stromproduktion verfügen. Im Durchschnitt werden annähernd fünf der sieben Techniken eingesetzt. Der qualitative Energiemix unterscheidet sich deutlich zwischen den Unternehmen. So verfügten beispielsweise RWE, PreussenElektra und das Bayernwerk während des gesamten Beobachtungszeitraums über Braunkohlekraftwerke, während VEW, die Energieversorgung Schwaben, das Badenwerk, die Hamburgischen Electricitätswerke und die Bewag nie Braunkohlekraftwerke betrieben.

Die einzelnen Unternehmen verändern ihren qualitativen Energiemix jedoch kaum. Zwar steigt die durchschnittliche Anzahl der eingesetzten Techniken im Zeitverlauf leicht an, insbesondere wurden Kapazitäten für Gas, Kernkraft und Steinkohle in späteren Jahren etwas häufiger, tatsächlich wurde das Muster der eingesetzten Produktionstechniken aber nur sehr selten verändert. Viele Unternehmen verwendeten einige Techniken durchgehend während des gesamten Beobachtungszeitraums (Eintrag 1) und andere nie (0). So gab es im Fall von Braunkohle nur bei PreussenElektra qualitative Wechsel. Durchschnittlich kam es pro Unternehmen und Jahr zu 0,1389 diskreten Veränderungen. Das heißt, dass im Mittel nur alle sieben Jahre eine der sieben zu Verfügung stehenden Techniken neu in das Portfolio eines Versorgungsunternehmens aufgenommen oder aus ihm gestrichen wurde (Spalte „Wechsel“).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 13

Qualitativer Energiemix – durchschnittliche Einsatzhäufigkeit

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kernenergie	Steinkohle
RWE	1	0,8065	0,8065	0,8065	1
PreussenElektra	0,8387	0,0968	0,4516	0,8387	0,6452
VEAG	1	1	1	0	0,6250
Bayernwerke	1	0	0,1935	0,7097	1
VEW	0	1	0	0,7500	1
EVS	0	0,5652	1	1	0,8696
Badenwerk	0	0,4545	0,2273	1	1
HEW	0	1	1	1	1
Bewag	0	1	0,3548	0	1
insgesamt	0,4267	0,5244	0,6044	0,7111	0,9244

	Sonstige	Misch-feuerung	Anzahl der Techniken[1]	Anzahl der Wechsel[2]	Anzahl der Beobach-tungen
RWE	0,8065	0	5,4194	0,1000	31
PreussenElektra	1	1	4,8710	0,3000	31
VEAG	1	0,8750	5,5000	0,2857	8
Bayernwerk	1	0,8065	4,7097	0,1000	31
VEW	1	1	4,7500	0,0870	24
EVS	1	1	5,4348	0,2273	23
Badenwerk	1	1	4,6818	0,1429	22
HEW	1	0,95583	5,9583	0,0435	24
Bewag	0	0,9677	3,3226	0,0666	31
insgesamt	0,8622	0,8222	4,8756	0,1389	225

Eigene Berechnungen nach Angaben der VDEW-Statistik Leistung und Arbeit. Anmerkungen: durchschnittliche Nutzungshäufigkeit einer Technik durch ein Unternehmen. – [1]Durchschnittliche Anzahl der genutzten Techniken. – [2]Durchschnittliche Anzahl der Technikwechsel pro Jahr.

RWI ESSEN

Aufgrund dieser geringen zeitlichen Variabilität wurde auf die Formulierung eines diskreten Entscheidungsmodells, das die Wahl des qualitativen Energiemixes in Abhängigkeit von über die Zeit variierenden Variablen, insbesondere Brennstoffpreisen, beschreibt, auch hier verzichtet.

1.2.2 Erzeugungskapazitäten

Die Entwicklung der aggregierten Erzeugungskapazitäten der Verbundunternehmen (Schaubild 17), entspricht weitgehend der des Gesamtsektors. Die Kapazitäten der Verbundunternehmen nahmen bis Mitte der achtziger Jahren stetig zu, stagnierten dann weitgehend bis 1990, um durch den Betritt der ehemaligen DDR und der damit verbundenen Entstehung des ostdeutschen Verbundunternehmens VEAG sprunghaft anzusteigen. In den neunziger Jahren blieb die Gesamtleistung wieder im Wesentlichen konstant mit einem leichten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 14

Gini-Koeffizienten der Kapazität und Erzeugung der Verbundunternehmen[1]

	Kapazitäten	Erzeugung
Braunkohle	0,8156	0,8560
Gas	0,7437	0,7048
Heizöl	0,5674	0,6938
Kernenergie	0,6120	0,6165
Steinkohle	0,5964	0,5670
Sonstige	0,6215	0,3943
Mischfeuerung	0,3615	–
Insgesamt	0,4154	0,4940

Eigene Berechnungen. – [1]Bedingt auf positiven Output und positiven Kapazitäten.

Rückgang gegen Ende des Jahrzehntes. Allerdings dürften in diesem Zeitraum verstärkt einsetzende Umstrukturierungen die realen Veränderungen der Kapazitäten in den späten neunziger Jahren überlagern. Der Energiemix ist durch einen kontinuierlichen Rückgang des Anteils von Braunkohlekraftwerken gekennzeichnet, der allerdings durch das Hinzukommen der VEAG, die ganz überwiegend Braunkohlekraftwerke betreibt, unterbrochen wird. Die Bedeutung von Gas nimmt seit den siebziger Jahren ab, scheint sich gegen Ende der neunziger Jahre jedoch wieder zu erholen. Der Anteil von Heizöl ist über den gesamten Beobachtungszeitraum vergleichsweise gering, der der Ölkapazitäten an der gesamten Leistung bleibt dabei weitgehend konstant. Die relative Bedeutung der Kernenergie nimmt bis Mitte der achtziger Jahre zu, dann stagnieren die installierten Kapazitäten weitgehend. Schließlich wurden von Mitte der siebziger bis Mitte der achtziger Jahre die Kapazitäten von Steinkohlekraftwerken stark ausgeweitet, dann gingen sie wieder leicht zurück.

Durch die Begrenzung der Untersuchung auf wenige bedeutende Versorger ist der Datensatz in Bezug auf die Größe der Produktionskapazitäten deutlich homogener als im querschnittsorientierten Datensatz aus dem vierten Kapitel. Die Gini-Koeffizienten für die Konzentration der Kapazitäten fallen deutlich geringer aus (Tabelle 14). Allerdings sind die Konzentrationsmaße absolut betrachtet immer noch recht hoch. Auch die Betrachtung für ein spezielles Jahr – hier 1995 – macht deutlich, dass in Bezug auf die vorhandenen Kapazitäten zwischen den Verbundunternehmen erhebliche Größenunterschiede bestehen (Tabelle 15). RWE stellt mit einem Anteil von 28,9 % an den gesamten Kapazitäten das bei weitem größte Verbundunternehmen dar. Preussen-Elektra und die ostdeutsche VEAG verfügen mit 17,9 % und 18,7 % noch über annähernd vergleichbar umfangreiche Kapazitäten. Dagegen sind alle anderen deutlich bis sehr viel kleiner.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 15

Verteilung der Erzeugungskapazitäten der Verbundunternehmen nach Techniken
1995; Anteil in %

	Braun-kohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Sonstige	Misch-feuerung	Insge-samt[1]
RWE	48,6	30,2	17,1	30,3	34,5	9,9	0	28,9
PreussenElektra	0	0	6,0	26,7	2,2	18,4	56,6	17,9
VEAG	49,0	3,8	6,9	0	7,7	40,9	4,9	18,7
Bayernwerk	2,5	0	30,1	15,1	9,5	3,1	0	8,1
VEW	0	50,0	0	5,0	9,7	0,2	10,2	6,8
EVS	0	0,1	8,3	7,9	3,6	1,3	10,5	4,8
Badenwerk	0	0,0	0	6,5	7,7	23,8	11,5	6,0
HEW	0	12,2	14,0	8,5	8,3	2,4	4,5	5,6
Bewag	0	3,7	17,6	0	17,8	0	1,8	3,4
Insgesamt[2]	27,9	5,7	6,7	27,9	9,7	6,9	15,2	–

Eigene Berechnungen nach Angaben der VDEW-Statistik Leistung und Arbeit. – [1]Anteil eines Unternehmens an den Gesamtkapazitäten. – [2]Anteil einer Technik an den Gesamtkapazitäten.

RWI ESSEN

Ungleich verteilt sind die Kapazitäten auch in Bezug auf die einzelnen Energieträger. RWE und die VEAG dominieren eindeutig die Verstromung von Braunkohle, während Kapazitäten für die Verbrennung von Gas stark bei den westdeutschen Unternehmen RWE und VEW konzentriert sind. Bei den anderen Energieträgern ergibt sich ein weniger klares Bild. Dies liegt zum Teil jedoch an der unklaren Zuordnung von Mischfeuerungsanlagen. So werden z.B. die großen Mischfeuerungskapazitäten, die PreussenElektra besitzt, überwiegend zur Verstromung von Steinkohle eingesetzt, so dass dieses Unternehmen trotz geringer reiner Steinkohlekapazitäten den größten Kohleverstromer darstellt (Tabelle 16).

Trotz der großen Konstanz des qualitativen Energiemix stellt sich die Veränderung der Kapazitäten als ein teilweise diskretes Phänomen dar. Schaubild 8 bis 16 zeigen, dass die Kapazitäten für einzelne Produktionstechniken oft über längere Zeit auf gleichem Niveau verharren, um sich dann sprunghaft zu verändern. Diese Beobachtung überrascht nicht, da Investitionen typischerweise in diskreten Schritten und zu einzelnen Zeitpunkten, nicht aber kontinuierlich, erfolgen.

Außerdem scheinen viele der Reihen einen Trend aufzuweisen. Um die Art der Dynamik der Produktionskapazitäten zu verstehen, wurde eine Serie von Einheitswurzel-Tests durchgeführt. Tabelle 37 im Anhang zeigt, dass die verwendeten Phillips-Perron ρ-Tests (z.B. Hamilton 1994: 506–515) für keinen Energieträger und kein Unternehmen die Null-Hypothese eines *random-walk* mit Drift gegen die Alternative eines trendstationären Prozesses

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 16

Anteil an der Gesamterzeugung der Verbundunternehmen nach Brennstoffen
1995; Anteil in %

	Braun-kohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Sonstige	Insge-samt[1]
RWE	59,00	40,98	0	22,04	18,91	19,33	35,45
PreussenElektra	0,03	9,01	10,71	26,81	28,85	16,22	16,43
VEAG	39,76	0,17	0,11	0	3,01	22,74	15,90
Bayernwerk	1.20	0	30,11	18,90	4,70	7,52	8,83
VEW	0	41,02	0	6,87	14,79	0,35	6,59
EVS	0	0,43	2,23	9,30	8,32	4,10	5,24
Badenwerk	0	0,52	1,14	7,92	5,66	26,64	4,75
HEW	0	1,76	1,46	8,16	4,03	1,91	3,96
Bewag	0,01	6,10	54,24	0	11,74	1,20	2,85
Insgesamt[2]	37,12	2,70	0,65	37,50	19,62	2,42	–

Eigene Berechnungen nach Angaben der VDEW-Statistik, Leistung und Arbeit. – Anteil eines Unternehmens an der Gesamterzeugung aus einem Energieträger. – [1]Anteil eines Unternehmens an der Gesamterzeugung. – [2]Anteil eines Energieträgers an der Gesamterzeugung.

RWI ESSEN

zurückweisen konnten[2]. Auch die verbundene Nullhypothese, dass alle Unternehmen im Panel nicht-stationäre Entwicklungen ihrer jeweiligen Kapazitäten aufweisen, konnte für keinen Energieträger auch nur ansatzweise zurückgewiesen werden (Tabelle 37, letzte Zeile). Als Panel-Unit-Root-Test wurde dazu der von Maddala/Wu (1999) vorgeschlagene Ansatz verwendet, der auf den P-Werten individueller Einheitswurzel-Tests beruht.

Die Nicht-Stationarität der Kapazitäten lässt sich ökonomisch in folgender Weise interpretieren: Energieversorger orientieren sich bei der Bestimmung ihrer Kraftwerkskapazitäten strikt am Status Quo, Entscheidungsgegenstand ist also nicht das absolute Niveau der Kapazitäten, sondern ausschließlich ihre Veränderung. Vor dem Hintergrund der langen Laufzeiten und extrem hohen Fixkosten von Kraftwerken erscheint auch plausibel, dass einmal getroffene Investitionsentscheidungen sehr langfristige Auswirkungen auf die Erzeugungskapazitäten haben[3]. Die Spezifikation des ökonometrischen Modells wird dem Rechnung tragen, indem Veränderungen der Kapazitäten, nicht jedoch ihr Niveau, als zu erklärende Variablen dienen.

[2] Dies gilt auch für Phillips-Perron-Tests des Typs 1 oder 2, die die Nullhypothese der Nichtstationarität ebenfalls nicht verwerfen konnten. Außerdem erweisen sich die logarithmierten Kapazitäten in den durchgeführten Tests als nicht-stationär (Tabelle 38). Allerdings erschweren dort „Nullkapazitäten", die zu fehlenden Werten führen, die Analyse.

[3] Die natürliche Abnutzung der Erzeugungskapazitäten relativiert diese Interpretation. Doch scheint die Abschreibungsrate in Relation zur Länge das Beobachtungszeitraums so gering zu sein, dass die Kapazitäten trotz natürlicher Abnutzung über den Betrachtungszeitraum als nicht-stationär erscheinen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

1.2.3 Stromerzeugung

Auch in Bezug auf die Stromerzeugung folgt die Entwicklung der Verbundunternehmen (Schaubild 17) in wesentlichen Aspekten der des Gesamtsektors. Hauptmerkmal ist die stetige Zunahme der Elektrizitätserzeugung während des gesamten Beobachtungszeitraums. Bei den einzelnen Energieträger ergibt sich ein recht klares Bild: Die Phase bis Mitte der achtziger Jahre ist durch den Ausbau der Kernenergie geprägt. Die Erzeugung aus Steinkohle nimmt seit Mitte der siebziger Jahre absolut und – auf Westdeutschland bezogen – auch anteilsmäßig stetig zu, allerdings weniger rasant als die Erzeugung aus Kernbrennstoff. Die Stromproduktion aus Gas und Öl ging dagegen seit Mitte der siebziger Jahre dramatisch zurück, die Nutzung von Gas scheint seit Ende der achtziger Jahre jedoch wieder leicht anzusteigen. Andere Energiequellen spielten während des Beobachtungszeitraums lediglich eine untergeordnete Rolle. Die Aufteilung der Stromerzeugung auf die verschiedenen Erzeugungstechniken folgt – erwartungsgemäß – in weiten Teilen der Verteilung der Kapazitäten (Tabelle 16 exemplarisch für1995). Braunkohle und Kernenergie sind mit je 37 % die dominierenden Primärenergiequellen, gefolgt von Steinkohle mit einem Anteil von knapp 20 %. Andere Energiequellen sind lediglich von marginaler Bedeutung (letzte Zeile). RWE ist der mit Abstand größte Erzeuger, gefolgt von PreussenElektra und der VEAG. Die übrigen Verbundunternehmen sind deutlich kleiner.

2. Das ökonometrische Modell

2.1 Diskretes Modell der Kapazitätsveränderung

Die Formulierung eines ökonometrischen Modells zur Erklärung der Erzeugungskapazitäten der Verbundunternehmen knüpft an das Modell aus dem vierten Kapitel, insbesondere an

$$\log\left(c_{lit}\right) = \alpha_{li}^{cap} + \beta_{l}^{'} x_{i\,(t-1)} + \nu_{lit} \tag{3}$$

an. Wiederum bezeichnen die Indizes *l* die Erzeugungstechniken bzw. Brennstoffe, *i* die Unternehmen und *t* die Zeitperioden. α_{li}^{cap} ist ein individueller zeitinvarianter Effekt und ν_{lit} der Störterm. c_{lit} bezeichnet die Erzeugungskapazitäten und x_{it} einen Vektor erklärender Variablen. Es wird weiterhin davon ausgegangen, dass die Unternehmen ihre Produktionskapazitäten c_{lit} Veränderungen der exogenen Variablen verzögert anpassen. Als erklärende Variablen x_{it} dienen auch hier verzögerte Werte von Brennstoffpreisen, der Elektrizitätsnachfrage und des Last-Faktors[4].

[4] Wie im vierten Kapitel wurden alternativ Spezifikationen geschätzt, in denen Preise von Arbeit und Kapital als weitere erklärende Variablen dienten. Auch hier standen allerdings keine guten Preisvariablen zur Verfügung. Insbesondere für die Kapitalkosten musste mit der Umlaufrendite öffentlicher Pfandbriefe eine nur mäßig geeignete Proxyvariable verwendet werden. Keiner der

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2.1.1 Stationarität

Sowohl die abhängigen (Tabelle 37 und 38) als auch die erklärenden Variablen (Tabelle 45 und 47) erwiesen sich in Einheitswurzel-Tests als nicht-stationär. Im Fall der ersten Differenzen wurden dagegen keine Einheitswurzeln gefunden (Tabelle 39, 40, 49 und 51). Von diesem generellen Ergebnis gibt es nur einige wenige Abweichungen. So erscheinen auch erste Differenzen für die VEAG häufig als nicht-stationär. Allerdings stehen für dieses Verbundunternehmen nur sehr wenige Beobachtungen zur Verfügung, so dass diese Testergebnisse wenig aussagekräftig sind. Die verbundenen Tests können jedoch sowohl für Levels als auch Logs bei keiner Variablen die Null-Hypothese, dass für alle Unternehmen Unit-Root Prozesse vorliegen, auch nur ansatzweise zurückweisen. Im Fall erster Differenzen wird diese Hypothese dagegen immer klar verworfen.

Aufgrund dieser Ergebnisse wurde das Modell in Ersten Differenzen formuliert. Auf diesem Wege sollen durch *spurious regression*[5] in die Irre führende Schätzergebnisse vermieden werden. Das Modell erklärt damit Veränderungen der Kapazitäten, nicht deren Niveau[6]

$$\Delta \log\left(c_{lit}\right) = \tilde{\alpha}_{li}^{cap} + \beta_{l}^{'} \Delta x_{i(t-1)} + \tilde{\nu}_{lit}. \tag{1}$$

Um unterschiedliche Drifts in der Kapazitätsentwicklung der Verbundunternehmen zuzulassen, wurden die individuellen Effekte beibehalten[7]. Außerdem wurde für einige der geschätzten Spezifikationen auch der beschriebene „Deregulierungsindikator" in die Liste der erklärenden Variablen aufgenommen. Anhand dieses Dummies soll geprüft werden, ob sich die seit Mitte der neunziger Jahre verändernden regulatorischen Rahmenbedingungen auf die Entwicklung der Erzeugungskapazitäten ausgewirkt haben.

Koeffizienten dieser Variablen war signifikant. Die Schätzergebnisse änderten sich durch die Aufnahme der zusätzlichen Preisvariablen nur unwesentlich. Daher werden auch in diesem Kapitel Schätzergebnisse für Spezifikationen ohne Kapital- und Arbeitskosten vorgestellt.

5 Ein vermeintlich enger Zusammenhang in der zeitlichen Entwicklung nicht-stationärer Variablen, der durch Regression ermittelt wird, obwohl die Dynamik der Variablen völlig unabhängig ist (z.B. Hamilton 1994: 557–561).

6 Allerdings ist auch dieses Vorgehen nicht unproblematisch. Messfehler, die ebenfalls zu Verzerrungen führen können und im verwendeten Datensatz vermutlich vorliegen, wirken sich durch die Bildung Erster Differenzen (und die Verwendung von *fixed effects*) weit stärker aus als bei Betrachtung der Niveauvariablen (Grilliches, Hausman 1986). Im Fall autokorrelierter Messfehler muss dies allerdings nicht gelten (Bound, Krueger 1991).

7 Problematisch erscheint dabei, dass die Kombination von Ersten Differenzen und *fixed effects* sehr viel Variation in den Daten nicht-parametrisch erklärt, die dann zur Identifikation von Einflüssen exogener Variablen nicht mehr zur Verfügung steht. Im einem wie hier verwendeten „untypischen" Panel ist dieses Problem allerdings weniger gravierend als in einem typischen mit großem N und kleinem T. I.d.R. erwiesen sich die *fixed effects* aber als insignifikant, so dass meist die ebenfalls geschätzte Modellvariante ohne feste individuelle Effekte vorgestellt wird (Tabelle 18).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2.1.2 Diskretisierung der Kapazitätsveränderungen

Neben der Nicht-Stationarität bilden die seltenen sprunghaften Veränderungen der Kapazitäten ein charakteristisches Merkmal, das den zeitreihenorientierten Datensatz vom querschnittsorientierten des vierten Kapitels abhebt. Das ökonometrische Modell soll dieser teilweise diskreten Natur der Kapazitätsentwicklung Rechnung tragen. Ein „tobit-artiges" Modell mit „Zensierung in der Mitte" erscheint als mögliche Spezifikation. In diesem Fall beschreibt (3) im vierten Kapitel lediglich die Neigung zur Kapazitätserweiterung, also eine latente Variable, der nur dann eine tatsächliche Veränderung der Erzeugungs- kapazitäten gegenübersteht, wenn bestimmte Schwellenwerte bezüglich dieser Neigung unter- oder überschritten werden. Ökonomisch ließe sich ein solches Modell durch die Annahme fixer Transaktionskosten, die kleine Kapazitätsveränderungen verhindern, motivieren. Aus ökonometrischer Perspektive ergibt sich jedoch das Problem, dass sich die Schwellenwerte im Tobit-Modell nicht identifizieren und damit nicht als unbekannte Parameter schätzen lassen (Greene 2002: E21–27/28). Da das Modell selbst aber keine weiteren identifizierenden Restriktionen für diese Parameter liefert, stellt der Tobit-Ansatz keine praktikable Modellierungsoption dar.

Als Variation zum Tobit-Modell können der diskrete und der stetige Aspekt der Kapazitätsveränderung jedoch getrennt modelliert werden. Die diskrete Entscheidung, die Kapazitäten entweder unverändert zu lassen, zu erhöhen oder zu vermindern, wird dabei durch ein diskretes Entscheidungsmodell für geordnete Kategorien abgebildet. Die Schwellenwerte θ_l sind in dieser Modellklasse identifiziert[8], sie besitzen aber – in Gegensatz zum Tobit-Modell – keine natürliche ökonomische Interpretation. Veränderungen des qualitativen Energiemixes sind in diesem Ansatz mit erfasst, da das Hinzunehmen einer neuen Technik eine Kapazitätsausweitung, das Stilllegen einer Erzeugungstechnik eine Kapazitätsverringerung darstellt. Das Entscheidungsmodell kann auf Grundlage aller Beobachtungen geschätzt werden. Lediglich für die Beobachtungen, die keine Kapazitäten für eine Produktionstechnik aufweisen, ist das Modell leicht zu modifizieren. Da in diesem Fall die Option zur Kapazitätsverringerung nicht besteht, reduziert sich das geordnete Modell auf ein einfaches binäres Entscheidungsmodell mit den Alternativen Beibehaltung oder Ausweitung der Kapazitäten.

2.1.3 Zeitstruktur der Regressoren

Als Problem erweist sich die Spezifikation der Indexfunktion, die die erklärenden Variablen Δx_{it} als Argumente hat. Zwar erscheint es theoretisch gut

[8] Eine identifizierende Restriktion muss den Schwellenwerten auferlegt werden. Hier wurde der kleinere der beiden Schwellenwerte auf Null gesetzt, so dass nur ein Parameter θ_l zu schätzen ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

begründet, dass die Kapazitäten verzögert auf Veränderungen von Preisen, Stromnachfrage und Lastprofil reagieren. Wie diese Verzögerung konkret beschaffen ist, bleibt jedoch unklar. So ist mit Blick auf lange Bau- und Planungszeiten für Kraftwerke eine Verzögerung um eine Periode – d.h. um ein Jahr – vermutlich deutlich zu kurz. Es wurde daher versucht, diesen dynamischen Aspekt des Modells möglichst flexibel zu gestalten. Die Standardspezifikation für vergleichbare Probleme in Form geometrisch verteilter Lags erscheint für den hier untersuchten Fall allerdings weniger geeignet, da sie die Restriktion auferlegt, dass der Einfluss der exogenen Variablen mit dem zeitlichen Abstand sinkt. Hier muss jedoch davon ausgegangen werden, dass insbesondere sehr kurz zurückliegende Effekte wenig Einfluss auf die Veränderungen der Kraftwerkskapazitäten haben. Als Gewichtungsfunktion wurde daher die Dichte der Log-Normalverteilung verwendet. Diese lässt geringe Gewichte für Perioden der unmittelbaren und der fernen Vergangenheit zu und erlaubt eine starke Gewichtung des dazwischen liegenden Zeitraums. Die Indexfunktion für das diskrete Entscheidungsmodell wurde daher als

$$\tilde{\alpha}_{li}^{cap} + \beta_l' \tilde{x}_{it} \text{ mit } \tilde{x}_{it} = \sum_{j=1}^{J} \omega_{lj}\left(j, \mu_l, \sigma_l\right) \Delta x_{i(t-j)} \tag{2}$$

reformuliert, wobei die Gewichte ω_{lj} vom zeitlichen Abstand *j* und den Parametern der Log-Normalverteilung μ_l, σ_l abhängen. σ_l determiniert die Konzentration der Gewichtung. Durch $\exp(\mu_l - \sigma_l^2)$ ist das die Gewichtungsfunktion maximierende *j* bestimmt, also die Verzögerung, mit der die Regressoren den größten Einfluss auf die abhängige Variable ausüben. Die Parameter μ_l und σ_l wurden für jeden Energieträger gesondert durch einen *grid search*[9] geschätzt, die Standardfehler wurden über die BHHH-Methode[10] bestimmt. Versuche einer integrierten Schätzung von μ_l, σ_l und β_l verliefen unbefriedigend.

Ein gravierender Nachteil der Spezifikation (2) liegt im Verlust von Beobachtungen und damit Freiheitsgraden durch die Aufnahme zahlreicher verzögerter Variablen. In den Schätzungen wurde die maximale Verzögerung auf $J = 9$ begrenzt. Zur Kontrolle wurden Spezifikationen mit Verzögerungen um lediglich ein Jahr geschätzt.

2.1.4 Spezifikation der Likelihoodfunktion

Wählt man folgende Kodierung für die diskreten Veränderungen der Kapazitäten

[9] Es handelt sich dabei um ein systematisches „Probierverfahren", bei dem der Wert der Likelihoodfunktion für zahlreiche Parameterwerte berechnet wird und schließlich die die Funktion maximierenden Parameterwerte als Schätzung gewählt werden.

[10] *B*ernd, *H*all; *H*all, *H*ausman (z.B. Greene 2000: 132).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$\Delta\tilde{c}_{lit} = \begin{cases} 1 \text{ für } \Delta c_{lit} > 0 \\ 0 \text{ für } \Delta c_{lit} = 0 \\ -1 \text{ für } \Delta c_{lit} < 0 \end{cases} \tag{3}$$

und trifft für $\tilde{v}_{lit}$ die Normalverteilungsannahme, lässt sich die Likelihoodfunktion für das resultierende geordnete Probit-Modell in folgender Weise schreiben:

$$\Pr\left(\Delta\tilde{c}_{lit}|\tilde{x}_{it}, c_{li\,(t-1)} > 0\right) = \left(\Phi\left(-\tilde{\alpha}_{li}^{cap} - \beta_l'\tilde{x}_{it}\right)\right)^{\frac{1}{2}\left(\left(\Delta\tilde{c}_{lit}\right)^2 - \Delta\tilde{c}_{lit}\right)} * \tag{4}$$

$$\left(\Phi\left(\theta_l - \tilde{\alpha}_{li}^{cap} - \beta_l'\tilde{x}_{it}\right) - \Phi\left(-\tilde{\alpha}_{li}^{cap} - \beta_l'\tilde{x}_{it}\right)\right)^{\left(1-\left(\Delta\tilde{c}_{lit}\right)^2\right)} * \left(1 - \Phi\left(\theta_l - \tilde{\alpha}_{li}^{cap} - \beta_l'\tilde{x}_{it}\right)\right)^{\frac{1}{2}\left(\left(\Delta\tilde{c}_{lit}\right)^2 + \Delta\tilde{c}_{lit}\right)}$$

$$\Pr\left(\Delta\tilde{c}_{lit}|\tilde{x}_{it}, c_{li\,(t-1)} = 0\right) =$$

$$\left(\Phi\left(\theta_l - \tilde{\alpha}_{li}^{cap} - \beta_l'\tilde{x}_{it}\right)\right)^{\left(1-\Delta\tilde{c}_{lit}\right)} * \left(1 - \Phi\left(\theta_l - \tilde{\alpha}_{li}^{cap} - \beta_l'\tilde{x}_{it}\right)\right)^{\Delta\tilde{c}_{lit}}.$$

Sie gibt die Wahrscheinlichkeit – je nachdem ob eine Kapazitätsverringerung, ein Beibehalten oder einer Ausweitung beobachtet wird – dafür an, dass die als „Investitionsneigung" interpretierbare latente Variable einen Wert annimmt, der kleiner als der auf Null normierte untere Schwellenwert ist, einen, der zwischen den Schwellenwerten Null und θ_l liegt, oder einen, der den oberen Schwellenwert θ_l übersteigt.

Die individuellen Effekte wurden als *fixed* spezifiziert und somit als Dummy-Variablen mitgeschätzt. Grundsätzlich generiert dies das sog. *incidental parameters*-Problem, d.h. der *ML*-Schätzer verliert die Eigenschaft der *N*-Konsistenz, weil die Anzahl der zu schätzenden Parameter mit *N* gegen unendlich geht. Durch die Nicht-Linearität des Modells betrifft dies auch die primär interessierenden Koeffizienten β. Da im konkreten Fall die Anzahl der Unternehmen *N* jedoch sowohl absolut als auch in Relation zur Anzahl der betrachteten Perioden *T* sehr klein ist, stellt *N*-Konsistenz kein relevantes Kriterium dar und das Problem erscheint irrelevant. Die alternative Spezifikation in Form von *random effects* erwies sich in den Schätzungen zudem als wenig stabil.

Die geordneten Probit-Modelle wurden für die verschiedenen Energieträger separat geschätzt. Da von der Korreliertheit stochastischer Einflüsse auf verschiedene Produktionstechniken ausgegangen werden muss, ist damit vermutlich ein Effizienzverlust verbunden. Dieser wurde jedoch in Kauf genommen, da eine simultane Schätzung der Modelle enorme numerische Anforderungen an das Schätzverfahren gestellt hätte.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schließlich wäre es möglich, in einer zweiten Analysestufe den stetigen Aspekt der Kapazitätsanpassung zu untersuchen. Eine lineare Regression, die nur Beobachtungen berücksichtigt, für die $\Delta c_{lit} \neq 0$ gilt, könnte die Modellgrundlage bilden. Um ein durch Ignorieren der Beobachtungen ohne Kapazitätsveränderungen evtl. induziertes Selektionsproblem zu bekämpfen, könnte – Normalverteilung vorausgesetzt – ein verallgemeinerter Heckman-Korrekturterm der Form

$$\frac{\phi\left(\hat{\theta}_l - \hat{\alpha}_{li}^{cap} - \hat{\beta}_l' \tilde{x}_{it}\right) - \phi\left(-\hat{\alpha}_{li}^{cap} - \hat{\beta}_l' \tilde{x}_{it}\right)}{1 - \Phi\left(\hat{\theta}_l - \hat{\alpha}_{li}^{cap} - \hat{\beta}_l' \tilde{x}_{it}\right) + \Phi\left(-\hat{\alpha}_{li}^{cap} - \hat{\beta}_l' \tilde{x}_{it}\right)} \tag{5}$$

in die Regressionsgleichung aufgenommen werden. Wegen der seltenen Veränderungen der Kapazitäten und der daher sehr kleinen Samplegröße wurde auf diese zweite Stufe der Analyse jedoch verzichtet.

2.2 Stetiges Modell der Stromerzeugung

Analog zum Vorgehen im vierten Kapitel wird nun ein Modell der Elektrizitätserzeugung mit verschiedenen Erzeugungstechniken formuliert. Ausgangspunkt sind wieder die Gleichungen

$$\log\left(y_{lit}\right) = \alpha_{li}^{gen} + \gamma_l' z_{it} + \varepsilon_{lit} \qquad \text{für } l=1, ..., L. \tag{6}$$

y_{lit} bezeichnet dabei die Stromerzeugung des Verbundunternehmens i mit der Technik l im Jahr t. Das Modell wurde in Logarithmen formuliert. Aufgrund der sich stark unterscheidenden Größe der Unternehmen erscheint die Schätzung marginaler Preiseffekte nur in Form von Elastizitäten sinnvoll. Der Vektor z_{it} umfasst wiederum neben den Energiepreisen die Stromnachfrage, den Lastfaktor und die vorhandenen Erzeugungskapazitäten in logarithmischer Form. Im Gegensatz zum vierten Kapitel wurde nur zwischen den für den jeweiligen Brennstoff spezifischen und den übrigen Kapazitäten unterschieden. Da es sich bei der Brennstoffwahl gegeben vorhandene Kapazitäten um eine kurzfristige Faktoreinsatzentscheidung handelt, bestimmen – wie im Modell aus dem vierten Kapitel – kontemporäre Werte der erklärenden Variablen die Elektrizitätserzeugung. Der individuelle Effekt α_{li}^{gen} fängt zeitinvariante, unbeobachtete Heterogenität zwischen den verschiedenen Verbundunternehmen auf.

2.2.1 Stationarität und Kointegration

Allerdings tritt wie bereits im Fall der Kapazitäten das Problem auf, dass sich in den entsprechenden Tests die Reihen für die Stromerzeugung nicht als stationär erwiesen. Die Unit-Root-Hypothese konnte für die individuellen Reihen im Fall von Levels nie, für die Logarithmen lediglich in vereinzelten Fäl-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

len zurückgewiesen werden. Die verbundene Hypothese für Einheitswurzeln in allen Reihen wurde in keinem Fall auch nur annähernd verworfen (Tabelle 41 und 42). Für die ersten Differenzen ergeben die Phillips-Perron Tests ein entgegengesetztes Bild. Außer für den aufgrund weniger Beobachtungen problematischen Fall VEAG erwiesen sich die Reihen – mit zwei Ausnahmen – individuell und gemeinsam als stationär. Die Verwendung Erster Differenzen erscheint somit auch hier als geeignetes Mittel, um das Problem von *spurious regression* zu vermeiden.

Durch die ausschließliche Betrachtung Erster Differenzen geht jedoch jegliche Information über eine mögliche langfristige, stationäre Beziehung zwischen den Niveaus der abhängigen und der erklärenden Variablen verloren, der sich als Gleichgewichtszustand interpretieren ließe. Fehler-Korrektur-Modelle (z.B. Hamilton 1994: 580ff.) böten dagegen die Möglichkeit, sowohl den kurzfristigen Zusammenhang in den Veränderungen als auch langfristige Beziehungen in den Niveaus der Variablen abzubilden. Ein solcher Zusammenhang könnte zumindest zwischen Kapazitäten und Erzeugung einer Produktionstechnik oder zwischen Erzeugung, Kapazitäten und Nachfrage vermutet werden. Zur Prüfung der Existenz solcher kointegrierender Beziehungen wurden Phillips-Ouliaris-Tests (1990) verwendet. Für die individuellen Reihen kann – mit nur einigen wenigen Ausnahmen – die Nullhypothese keiner kointegrierenden Beziehung allerdings nicht zurückgewiesen werden (Tabellen 53 bis 56). Tatsächlich sind die individuellen Teststatistiken meistens weit größer als die korrespondierenden kritischen Werte.

Grundsätzlich ermöglicht die von Maddala/Wu vorgeschlagene Klasse von Panel-Unit-Root-Tests auch das Prüfen der verbundenen Nullhypothese, dass für alle Unternehmen gemeinsam keine kointegrierenden Beziehungen vorliegen. Die dazu nötigen individuellen P-Werte standen hier aber nicht zur Verfügung, eine Abschätzung auf Grundlage der von Phillips/Ouliaris simulierten kritischen Werte scheitert an deren Vertafelung für lediglich kleine Signifikanzniveaus. Da alternative Panel-Kointegrations-Tests i.d.R. „balancierte“ Panels voraussetzen (z.B. Baltagi 2001: 247ff.), wurde hier auf verbundene Tests verzichtet. Die Ergebnisse der individuellen Tests wurden als hinreichend starkes Argument gegen das Vorliegen kointegrierender Beziehungen und damit gegen die Anwendung eines Fehler-Korrektur-Modells betrachtet.

2.2.2 Spezifikation und Schätzmethode

Das in der praktischen Anwendung geschätzte Modell ist daher durch die Gleichungen

$$\Delta \log\left(y_{lit} \right) = \tilde{\alpha}_{li}^{gen} + \gamma_{l}^{'} \Delta z_{it} + \tilde{\varepsilon}_{lit} \tag{7}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

beschrieben. Um mögliche unterschiedliche Drifts für die verschiedenen Unternehmen zuzulassen, wurden individuelle Effekte auch in den differenzierten Gleichungen vorerst beibehalten und als *fixed effects* geschätzt[11]. Der „Deregulierungsindikator" wurde wie im diskreten Modell ebenfalls in die Indexfunktion aufgenommen. Die Verwendung logarithmierter Outputs und Kapazitäten verursacht hier allerdings das Problem, dass die Gleichungen (7) nur für diejenigen Beobachtungen definiert sind, die über Erzeugungskapazitäten verfügen und diese auch einsetzen. Aus der logarithmischen Spezifikation könnte daher ein Selektionsproblem resultieren, das verzerrte Schätzer zur Folge hätte. In der deskriptiven Analyse wurde jedoch deutlich, dass der qualitative Energiemix in erster Linie zwischen den Unternehmen und kaum über die Zeit variiert. Der Selektionsmechanismus in die zur Schätzung von (7) verwendete Teilstichprobe ist daher in erster Linie unternehmensspezifisch. Da unternehmensspezifische Effekte jedoch über die Differenzenbildung und die $\tilde{\alpha}_{li}^{gen}$ vollständig aufgefangen werden, dürfte kein nennenswertes Selektionsproblem auftreten. Eine Selektionskorrektur wurde daher nicht vorgenommen.

Schließlich erscheint Korrelation zwischen den unbeobachteten Einflüssen $\tilde{\varepsilon}_{lit}$ auf die Produktion der unterschiedlichen Techniken als sehr wahrscheinlich. Im Gegensatz zum nicht-linearen Modell aus Abschnitt 2.1 lässt sich diese vergleichsweise einfach effizienzsteigernd berücksichtigen. Die Koeffizienten des Gleichungssystems (7) wurden daher simultan mit der *SURE*-Methode[12] geschätzt. Bei der Schätzung wurde die je nach qualitativem Energiemix variierende Zahl von Gleichungen berücksichtigt. Die Standardfehler wurden mit der *bootstrap*-Methode bestimmt.

3. Schätzergebnisse

3.1 Ergebnisse für das diskrete Modell

Die geschätzten Parameter für das geordnete Probit-Modell zur Erklärung des Investitionsverhaltens der Verbundunternehmen sind in Tabelle 18 dargestellt. Die Interpretation der Koeffizienten in diesem Modell ist generell nicht trivial. Die marginalen Effekte entsprechen – wie in allen nicht linearen Modellen – nicht den Koeffizienten, wobei ihre Werte vom Evaluationspunkt und der jeweils betrachteten Kategorie $\Delta\tilde{c}_{lit}$ abhängt (z.B. Greene 2000: 878ff.). Da sich hier die Analyse aber auf die Betrachtung von Signifikanz und Vorzei-

[11] Wie im Modell für die Kapazitäten bringt dies das Problem mit sich, dass die Kombination von Ersten Differenzen und *fixed effects* sehr viel Variation in den Daten nicht parametrisch erklärt. Allerdings erwiesen sich individuelle und auch einheitliche Drifts i.d.R. als insignifikant. Ergebnisse werden daher nur für weniger „verschwenderisch" spezifizierte Modellvarianten vorgestellt (Tabelle 19).

[12] Vgl. Zellner (1963) zum SURE (*S*eemingly *U*nrelated *R*egression *E*quations)-Modell.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 17

Testergebnisse für gemeinsame Signifikanz von Variablengruppen im Modell für die Kapazitäten

	fixed effects	Preise
Braunkohle	0,3195	0,0811
Gas	0,0007	0,5089
Heizöl	0,9106	0,0252
Kernenergie	0,8530	0,0006
Steinkohle	0,9682	0,0001
Sonstige	0,8118	0,0029

Eigene Berechnungen. – P-Werte für Wald-Tests.

RWI ESSEN

chen der Koeffizienten – nicht jedoch ihre Größe – konzentrieren wird, ist deren Interpretation als Effekt auf die latente Variable „Investitionsneigung" zulässig. Marginale Effekte auf das diskrete Ereignis $\Delta\tilde{c}_{lit}$ wurden daher nicht berechnet.

Einen Sonderfall bildet die Interpretation der Konstanten bzw. der *fixed effects* als unternehmensspezifische Konstanten, die den Drift in der Veränderung der Kapazitäten abbilden. Da ihr Wert von der Normierung der Schwellenwerte abhängt – hier wurde der kleinere Schwellenwert auf 0 gesetzt –, sind Signifikanz und Vorzeichen nicht unabhängig von den Schwellenwerten interpretierbar. Gegeben die Konstanz aller übrigen Variablen[13] beträgt die Wahrscheinlichkeit für den Abbau von Kapazitäten $\Pr(\Delta\tilde{c}_{lit} = -1 | \tilde{x}_{it} = 0)$ genau $\Phi(\tilde{\alpha}_{li}^{cap})$, die Wahrscheinlichkeit für die Vergrößerung entsprechend $1 - \Phi(\theta_l - \tilde{\alpha}_{li}^{cap})$. Ein höherer Wert für die Konstante zeigt daher eine stärkere Tendenz zur Kapazitätsausweitung. Ein positiver Wert lässt sich aber nicht als ein absolut positiver Drift der latenten Variablen interpretieren. In Tabelle 17 ist die Signifikanz der Konstanten für einseitige Tests ausgewiesen, d.h. es wird gegen die Alternative getestet, die Wahrscheinlichkeit zum Kapazitätsabbau sei kleiner 0,5.

Nur für Gas und Mischfeuerung erwiesen sich *fixed effects* als gemeinsam signifikant (Tabelle 17). Für die übrigen Erzeugungstechniken werden daher die Ergebnisse für Spezifikationen mit einheitlicher Konstanten präsentiert. In der Regel sind die Konstanten signifikant größer Null, lediglich Braunkohle bildet davon eine Ausnahme, in der sich die über weite Teile des Beobachtungszeitraums zurückgehende Bedeutung dieses Energieträgers widerspiegelt.

Die Parameter der log-normalen Gewichtungsfunktion σ_l und μ_l zeigen i.d.R. eine deutlich verzögerte Wirkung exogener Veränderung auf die Anpassung

[13] Dies kann wegen der Formulierung des Modells in Ersten Differenzen als nahe liegender Evaluationspunkt gelten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

der Erzeugungskapazitäten. Lediglich für Heizöl und „Andere Energieträger“ liegt das maximale Gewicht auf der in der unmittelbaren Vergangenheit liegenden Periode. Für „Andere“ klingt der Einfluss weiter zurück liegender Effekte zudem sehr schnell ab. Ansonsten liegt das maximale Gewicht auf um drei (Gas), vier (Braunkohle, Kernenergie, Steinhohle) oder fünf (Mischfeuerung) Perioden verzögerten Werten. Um eine Periode verzögerte Effekte erhalten in diesen Fällen kein nennenswertes Gewicht. Insbesondere im Fall von Braunkohle ist die Gewichtung sehr stark konzentriert. Das sich abzeichnende Gesamtbild erscheint als nicht unplausibel, v.a. in Hinblick auf den vergleichsweise geringen Einfluss der fernen Vergangenheit bei den meist kleinen ölbetriebenen und „Anderen“ Anlagen. Allerdings überrascht der anscheinend schwache Einfluss der fernen Vergangenheit auf die Kapazitäten zur Verstromung von Braunkohle, Steinkohle und Kernbrennstoff, Energieträgern die i.d.R. in großen Anlagen mit langen Bau- und Planungszeiten eingesetzt werden.

Die geschätzten Koeffizienten des Lastfaktors und der Stromnachfrage liefern kaum Erkenntnisse über die Kapazitätsanpassung der Verbundunternehmen. Im Fall des Lastfaktors ist kein Koeffizient signifikant. Die Gleich- bzw. Ungleichmäßigkeit der Stromnachfrage scheint somit keinen messbaren Einfluss auf die Gestaltung des Kapazitätsportfolios der Verbundunternehmen zu haben. Die Veränderung der Stromnachfrage hat nur auf die Braunkohlekapazitäten einen signifikanten Einfluss, allerdings mit negativem Vorzeichen. Die Hypothese, dass die Verbundunternehmen auf Nachfrageveränderungen mit Kapazitätsanpassungen reagieren, kann somit nicht bestätigt werden.

Auch die Schätzungen der Preiskoeffizienten vermitteln nicht das Bild, es seien die Brennstoffpreise, die die Energieträgerwahl treiben. Gemeinsam signifikante Preiskoeffizienten konnten nur für Heizöl, Kernenergie, Steinkohle und „Andere Energieträger“ festgestellt werden (Tabelle 17, zweite Spalte). Für Braunkohle, Gas und Mischfeuerung lässt sich kein allgemeiner Preiseffekt nachweisen. Die direkten Preiseffekte sind zwar außer für Gas signifikant, weisen für Braunkohle und Steinkohle jedoch das „falsche“ positive Vorzeichen auf. Lediglich im Fall von Öl scheint die Neigung, in Ölkraftwerke zu investieren, mit steigendem Brennstoffpreis zu sinken. Datenprobleme mögen für diese Ergebnisse verantwortlich sein, die sich kaum mit Standardvorstellungen zur Faktornachfrage in Einklang bringen lassen. Die – in Relation zu den Schwellenwerten – häufig sehr großen Koeffizienten und die entsprechend hohen Standardfehler sprechen für eine schlechte Identifikation der Parameter, die sich vermutlich auf die starke Korrelation der Energiepreise zurückführen lässt. Es bleibt jedoch generell fraglich, ob Energiepreise in einem hochgradig regulierten Sektor tatsächlich das Investitionsverhalten der Unternehmen bestimmen und ob die teilweise auftretende Signifikanz der

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 18

Geschätzte Parameter für die Kapazitätsgleichungen
Anteil in %

	Braun-kohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Sonstige	Misch-feuerung
RWE	–	2,2760** (0,6934)	–	–	–	–	–
Preussen Elektra	–	1,7563* (0,8620)	–	–	–	–	2,3753** (0,6200)
VEAG	–	–	–	–	–	–	–
Bayernwerk	–	–	–	–	–	–	1,5148** (0,6509)
VEW	–	1,5388** (0,4608)	–	–	–	–	1,1200* (0,5716)
EVS	–	3,2511** (0,5754)	–	–	–	–	1,8474** (0,6054)
Badenwerk	–	1,7065* (0,8447)	–	–	–	–	1,8091** (0,5030)
HEW	–	2,0320** (0,4812)	–	–	–	–	0,6555 (0,5768)
Bewag	–	1,7148** (0,6918)	–	–	–	–	1,7434** (0,6641)
Preis von							
Braunkohle	20,8916* (9,1670)	–8,9513 (9,9459)	0,2375 (13,9741)	–5,9595 (17,0703)	12,3171 (7,0836)	–2,5497 (5,0384)	–15,9609 (14,775)
Gas	–6,4839 (3,4553)	–0,3746 (3,7995)	–0,8279 (3,3309)	0,6806 (7,6678)	0,6319 (3,2614)	–4,28720** (1,6600)	–0,3701 (5,0148)
Heizöl	–0,4296 (1,7465)	0,2267 (2,5947)	–6,9763* (3,2208)	–9,4685* (3,8974)	–7,2501** (2,6976)	2,6707* (1,0472)	2,8002 (5,1895)
Steinkohle	1,3778 (3,0367)	–0,8547 (3,1477)	14,7271* (7,1098)	23,1141** (8,1020)	8,7946* (4,0678)	–0,8259 (2,6181)	0,4888 (7,4434)
Lastfaktor	4,5614 (7,1322)	–8,8627 (5,0033)	–13,8961 (9,8159)	14,3503 (10,9633)	–1,8908 (6,0013)	–1,4133 (3,6418)	–15,2174 (9,6559)
Nachfrage	–4,5568* (2,2234)	3,8004 (2,6942)	–2,0140 (7,3453)	2,2980 (4,6867)	2,0222 (3,2500)	0,1615 (2,7512)	3,3468 (4,9062)
Deregulierung	2,1237** (0,6802)	0,4457 (0,4010)	–0,2635 (0,4852)	–0,5115 (0,4449)	0,3097’ (0,3200)	–0,0458 (0,4122)	–0,3524 (0,4216)
Schwelle θ	3,8203** (0,5457)	3,2501** (0,4371)	3,2314** (0,3145)	3,4940** (0,3168)	2,2948** (0,1804)	3,0802** (0,2560)	2,5722** (0,2695)
Gewichtungs-parameter σ	0,0781 (0,0440)	0,1820** (0,0269)	1,1052* (0,5273)	0,3496 (0,440)	0,2961** (0,0261)	0,7788 (0,7045)	0,2624** (0,0521)
Gewichungs-parameter μ	1,3742** (0,2429)	1,0818** (0,0905)	0,9067** (0,1985)	1,5283** (0,0782)	1,3731** (0,0420)	–0,0826 (1,3421)	1,6458** (0,0627)

Eigene Berechnungen. Standardfehler in Klammern. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. – **Signifikanz bei 1 % auf dem 0,01 Niveau. RWI ESSEN

Preisvariablen nicht den Einfluss anderer unbeobachteter, zeitabhängiger Größen auffängt.

Schließlich wird der Deregulierungsindikator betrachtet, der Veränderungen der Investitionsneigungen nach 1995 abbildet. Dieser Dummy ist allerdings nur für Braunkohle signifikant. Eine intuitive Interpretation dieses Ereignis-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 19

Geschätzte Parameter für die Erzeugungsgleichungen
Anteil in %

	Braun-kohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Sonstige
Konstante	–0,3045** (0,1061)	–	–	–	–	–
Spezifische Kapazitäten	0,3275 (0,5171)	0,8457** (0,3426)	1,9703* (0,9578)	0,4111 (0,2347)	0,2009 (0,1186)	1,0485** (0,1517)
Unspezifische Kapazitäten	1,1151 (0,8623)	–1,0128 (0,7182)	1,0304 (0,8989)	–0,5753 (0,5835)	–0,2282 (0,1503)	–0,0841 (0,1185)
Preis von						
Braunkohle	2,3562 (1,8296)	–0,6384 (1,4906)	0,9564 (2,6886)	2,3323 (1,4682)	–1,0347 (0,6950)	0,7104 (0,5471)
Gas	–0,4776 (0,6692)	–0,3526 (0,5401)	–1,7344** (0,6178	–0,1465 (0,3329)	0,1311 (0,1436)	0,1895 (0,1297)
Heizöl	0,2077 (0,3408)	0,2504 (0,4206)	–0,7567 (0,4907)	–0,8029 (0,5029)	0,0260 (0,0987)	0,0450 (0,0998)
Steinkohle	–0,61281 (0,8978)	0,0253 (0,7500)	2,3222** (0,8504)	0,0960 (0,5115)	–0,0941 (0,1888)	–0,3503 (0,1863)
Nachfrage	1,6099 (1,8190)	0,4542 (0,9132)	–0,3427 (1,1191)	2,0940 (1,1308)	1,1961** (0,2719)	–0,0182 (0,2543)
Lastfaktor	–0,4469 (2,1173)	0,2341 (1,2263)	–2,3414* (1,2071)	–1,1685 (0,8568)	0,8165** (0,3135)	–0,1718 (0,2441)
Deregulierungsindikator	0,5027* (0,2414)	–0,0256 (0,1167)	–0,7897* (0,2829)	–0,0405 (0,0668)	0,0666 (0,0447)	–0,0017 (0,0406)

Eigene Berechnungen. Standardfehler in Klammern. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. – **Signifikanz bei 1 % auf dem 0,01 Niveau. RWI ESSEN

ses fällt schwer, erschiene doch ein Effekt auf andere Energieträger insbesondere Gas, dessen Nutzung in den späten neunziger Jahren von mehreren regulatorischen Schranken befreit wurde, sehr viel nahe liegender.

3.2 Ergebnisse für das stetige Modell

Schätzergebnisse für das stetige Modell zur Erklärung der Produktionsentscheidungen der Verbundunternehmen gegeben ihre Kapazitäten sind in Tabelle 19 aufgelistet. Tabelle 20 zeigt darüber hinaus die gemeinsame Signifikanz von Variablengruppen in den einzelnen Gleichungen. Tabelle 21 präsentiert Testergebnisse bezüglich der simultanen Signifikanz einzelner Variablen in verschiedenen Gleichungen.

Als erstes Ergebnis erwiesen sich in keinem Fall *fixed effects*, also unternehmensspezifische Drifts, als signifikant. Auch einheitliche Drifts konnten außer im Fall von Braunkohle nicht in den Daten gefunden werden, d.h. die entsprechenden Konstanten weichen nicht signifikant von Null ab. Dargestellt werden daher, außer im Fall von Braunkohle, Schätzergebnisse für Regressionen ohne Konstante.

Nur wenige der geschätzten Koeffizienten sind individuell signifikant, darunter diejenigen der spezifischen Kapazitäten für Gas, Heizöl und „Andere

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 20

Gemeinsame Signifikanz in einzelnen Gleichungen

	Braun-kohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Sonstige
fixed effects	0,2850	0,8132	0,8107	0,4720	0,8984	0,7547
Konstante	0,0074	0,8489	0,4948	0,5817	0,4176	0,9961
Preise	0,7204	0,9510	0,0277	0,3147	0,2103	0,4183

Eigene Berechnungen. – P-Werte für Wald-Tests.

RWI ESSEN

Energieträger“. Die Hypothese, dass diese Parameter den Wert Eins annehmen, dass also eine einprozentige Kapazitätsausweitung zu einem einprozentigen Anstieg der Stromerzeugung durch diese Techniken führt, kann nicht zurückgewiesen werden. Für Braunkohle, Kernenergie und Steinkohle wurde dagegen kein signifikanter Zusammenhang von Kapazitätsveränderungen und Erzeugung gefunden, was wenig plausibel erscheint.

Die nicht spezifischen Kapazitäten, d.h. solche für andere als den gerade betrachteten Energieträger, scheinen individuell für keine Technik Auswirkungen auf das Produktionsniveau zu haben. Gemeinsam, d.h. über alle sechs Gleichungen betrachtet, sind die nicht spezifischen Kapazitäten jedoch wie auch die spezifischen signifikant. Die naheliegende Hypothese, dass alle vorhandene Erzeugungskapazitäten die Stromerzeugung mit bestimmen, kann somit in schwacher Form bestätigt werden. Detailliertere Erkenntnisse darüber, wie sich Kapazitätsveränderungen auf die Aufteilung der Erzeugung zwischen den verschiedenen Produktionstechniken auswirken, sind aus den Schätzergebnissen allerdings kaum zu gewinnen.

Auch Veränderungen der Stromnachfrage zeigen, außer im Fall von Steinkohle, keine signifikante Wirkung auf den Output der einzelnen Techniken. Gemeinsam, d.h. über alle sechs Gleichungen, ist der Einfluss der Nachfrage jedoch klar nachweisbar (Tabelle 21).

Der Lastfaktor hat im Fall von Heizöl und Steinkohle einen signifikanten Effekt. Die Vorzeichen erscheinen dabei nicht unplausibel. So wirkt ein hoher Lastfaktor, also eine zeitlich gleichmäßige Verteilung der Nachfrage, verstärkend auf die eher in der Grundlast verwendete Steinkohle und hemmend auf Heizöl, das eher in der Spitzenlast eingesetzt wird. Allerdings lässt sich gerade für den typischen Spitzenlastbrennstoff Gas und die typischen Grundlasttechniken Braunkohle und Kernenergie ein entsprechender Einfluss nicht identifizieren. Insgesamt erscheint der Einfluss des Lastfaktors als wenig ausgeprägt. Alle sechs Erzeugungsgleichungen gemeinsam betrachtet, bewegt er sich am Rande der statistischen Signifikanz.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 21

Gemeinsame Signifikanz über Gleichungen

	Wald-Statistik	P-Werte
Spezifische Kapazitäten	66,7309	0,0000
Unspezifische Kapazitäten	14,7151	0,0226
Preis von		
Braunkohle	6,5215	0,3674
Gas	13,3578	0,0377
Heizöl	5,9025	0,4342
Steinkohle	10,4139	0,1083
Nachfrage	28,2590	0,0001
Lastfaktor	12,9870	0,0432
Deregulierungsindikator	12,8212	0,0460

Eigene Berechnungen. – P-Werte für Wald-Tests.

RWI ESSEN

Für den Deregulierungsindikator ergibt sich ein ähnliches Bild. Nur für zwei Energieträger lässt sich ein Einfluss nachweisen. Im Fall von Braunkohle scheint der sinkende Trend für deren Nutzung nach 1995 zu enden. Inwieweit sich darin tatsächlich ein Effekt der Umstrukturierung der Energieversorgung, z.B. die neu eingeführte Förderung der ostdeutschen Braunkohle, niederschlägt, bleibt jedoch fraglich. Der nach 1995 negative Drift für den Energieträger Heizöl erscheint vor dem Hintergrund in dieser Phase gelockerter Einschränkungen für dessen Nutzung zudem wenig plausibel. Alle Energieträger gemeinsam betrachtet, ist der „Deregulierungsindikator" nur marginal signifikant. Eine klare Veränderung des Energieträgermix durch die geänderten Rahmenbedingungen der späten neunziger Jahre ist in den Daten nicht zu erkennen.

Die Betrachtung der für diese Untersuchung zentralen Preiskoeffizienten ergibt schließlich folgendes Bild: Der Test auf gemeinsame Signifikanz aller Preise in allen Gleichungen kann die Nullhypothese keinerlei Einflusses der Energieträgerpreise – bei einem P-Wert von 0,3681 – nicht zurückweisen. Auch eine separate Betrachtung der einzelnen Energieträger liefert kaum stärkere Hinweise für Preiseffekte auf die Brennstoffwahl. Nur für Heizöl ergibt sich ein signifikanter Effekt, für alle übrigen fünf Erzeugungstechniken lässt sich ein solcher nicht nachweisen (Tabelle 20, letzte Zeile). In der Gleichung für Heizöl treten zudem die einzigen individuell signifikanten Preiskoeffizienten auf (Gas und Steinkohle). Allerdings ist gerade der Preis für Heizöl nicht darunter, der direkte Eigenpreiseffekt somit nicht signifikant. Aus den Daten lässt sich daher kaum ein Hinweis darauf finden, dass – gegeben vorhandene Erzeugungskapazitäten – Energiepreise die Energieträgerwahl der Versorgungsunternehmen maßgeblich bestimmen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

3.3 Ergebnisinterpretation

Die Schätzungen liefern weder für die Erzeugungskapazitäten noch für die Stromerzeugung gegeben die vorhandenen Kapazitäten deutliche Anhaltspunkte, dass Energiepreise die Energiemixentscheidung der Versorgungsunternehmen bestimmen. Für dieses wenig intuitive bzw. unerwartete Ergebnis lassen sich im Wesentlichen drei mögliche Erklärungsansätze finden: Erstens kommt die schlechte Datenqualität als Erklärung in Frage. So standen auch in dieser Untersuchung keine Angaben zu unternehmensspezifischen Preisen oder Kosten zur Verfügung. Die verwendeten aggregierten Preise sind außerdem stark korreliert. Zweitens schränkte die starke Regulierung des Elektrizitätssektors die Möglichkeit der Erzeuger zur Energieträgerwahl ein (vgl. drittes Kapitel). Das Fehlen eines ermittelbaren Preiseinflusses mag daher widerspiegeln, dass die Unternehmen aufgrund der institutionellen Rahmenbedingungen nicht die Möglichkeit oder keinen Anreiz hatten, ihre Energieträgerwahl kostenminimierend zu treffen. Drittens mag die Technologie der Elektrizitätsversorger tatsächlich so beschaffen sein, dass Energieträgersubstitution schwierig und teuer durchzuführen ist und Preiseffekte daher gering ausfallen.

Durch die Verwendung längerer Zeitreihen dürfte sich die Datenlage im Vergleich zur Untersuchung im vierten Kapitel allerdings verbessert haben. Deutlichere Hinweise auf Preiseffekte konnten dennoch nicht gefunden werden, so dass vermutet werden kann, dass institutionelle und technologische Ursachen diese Ergebnisse maßgeblich verursachen. Sollten vor allem institutionelle Ursachen das Fehlen eindeutiger Preiseffekte bedingen, wäre zu erwarten, dass die Deregulierungsindikatoren Veränderungen in den regulatorischen Rahmenbedingungen anzeigen. Dies ist jedoch kaum der Fall. Wie dargestellt sind nur wenige der korrespondierenden Koeffizienten signifikant. Im Gegensatz zur Untersuchung aus dem vierten Kapitel gilt dies auch für die Erzeugungsgleichungen. Allerdings erfasst der „Deregungsindikator“ den Wechsel des regulatorischen Regimes als einfacher Zeitdummy nur äußerst holzschnittartig. Effekte anderer unbeobachteter Variablen dürften sich dort ebenfalls niederschlagen. Zudem trat ein Großteil der rechtlichen Veränderungen erst 1998, also zum Ende des Beobachtungszeitraums, in Kraft. Die fehlende Signifikanz des Deregulierungsindikators kann daher kaum als überzeugender Beleg dafür dienen, dass der nicht vorhandene Preiseinfluss technologisch und nicht institutionell begründet ist.

4. Zusammenfassung

Die in diesem Kapitel durchgeführte Untersuchung verfolgte das Ziel, Effekte von Energiepreisveränderungen auf die Erzeugungskapazitäten und die Stromerzeugung der Verbundunternehmen zu identifizieren und so mögliche

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Wirkungen auf deren Energiemix zu quantifizieren. Insbesondere wurde durch die Verwendung eines zeitreihenorientierten Panels versucht, Datenprobleme abzumildern, die die Analyse im vierten Kapitel erschwert hatten, wo die gleiche Fragestellung auf Grundlage eines querschnittsorientierten Panels untersucht wurde.

Trotz der veränderten Methode und der abweichenden Datengrundlage weisen die Ergebnisse in qualitativer Hinsicht deutliche Parallelen auf. Auch für die längsschnittorientierte Untersuchung konnten Energiepreise nicht als treibende Kraft für die Energiemixentscheidung der Stromerzeuger identifiziert werden. Eine stärker und direkter als die „ökologische Steuerreform" auf die Reduktion von CO_2-Emissionen zielende Steuerpolitik – z.B. eine CO_2-Steuer – hätte unter den Rahmenbedingungen des beobachteten Zeitraums keine Substitutionsvorgänge zu Gunsten CO_2-ärmerer Energieträger ausgelöst.

Unklar bleibt jedoch die potenzielle Wirkung einer CO_2-Besteuerung in einem weniger stark regulierten Elektrizitätssektor. Zwar geben die Schätzergebnisse kaum Hinweis auf direkte Wirkungen des sich seit Mitte der neunziger Jahre verändernden regulatorischen Umfelds. Dies erscheint allerdings nur schwach gesichert. Es ist daher nicht auszuschließen, dass der Anreiz und die Möglichkeit zur kostenminimierenden Energieträgerwahl und damit die Effektivität einer möglichen CO_2-Besteuerung mit der Deregulierung des Elektrizitätssektors zunehmen. In welcher Stärke Energieträgersubstitution im nicht regulierten Fall, also allein aufgrund der Produktionstechnologie der Stromerzeuger, stattfinden würde, kann aus den verwendeten Daten aber kaum ermittelt werden. Entsprechende Prognosen auf Grundlage der Beobachtung der stark regulierten Vergangenheit erscheinen daher grundsätzlich problematisch.

Letztlich bleibt festzuhalten, dass durch den Verzicht auf die Erhebung einer CO_2-Steuer im Elektrizitätssektor kurzfristig kaum Kohlenstoffminderungspotenziale verschenkt wurden, da der Energiemix der Stromerzeugung kaum auf Energiepreisänderungen reagierte. In einem weiter deregulierten Elektrizitätssektor könnte die Preissensitivität der Energieträgerwahl jedoch ansteigen, so dass die Einführung einer CO_2-Steuer für diesen Sektor ein effektives Instrument zur CO_2-Minderung darstellen könnte.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Sechstes Kapitel

Strukturmodell für die USA: ökonometrische Analyse kurz- und langfristiger Preiseffekte[1]

In den beiden vorangegangenen Kapiteln wurden zwei ökonometrische Untersuchungen zur Energieträgersubstitution deutscher Energieversorger vorgestellt. Dabei konnten kaum überzeugende Hinweise darauf gefunden werden, dass Energiepreise die Brennstoffwahl bestimmen. Als nahe liegendste Erklärung dafür wurde die hohe Regulierungsintensität herangezogen, die es den deutschen Stromerzeugern anscheinend unmöglich machte oder sie durch entsprechende Anreize davon abhielt, sich als Energiekostenminimierer zu verhalten.

Obwohl die Einführung differenzierter Energiesteuern in der US-amerikanischen umweltpolitischen Diskussion kaum eine Rolle spielt, soll nun auf Grundlage amerikanischer Daten eine vergleichbare Untersuchung durchgeführt werden, um auf diesem Weg die Ergebnisse der beiden vorangegangenen Kapitel an einem Fall zu überprüfen, der durch eine weniger strikte Regulierung gekennzeichnet ist. Allerdings unterlag die Stromerzeugung auch in den USA einer umfangreichen staatlichen Einflussnahme[2]. Neben dem auch dort stark eingeschränkten Wettbewerb (z.B. Gilbert, Kahn 1996: 197) kann die *Rate-of-Return Regulation* als zentrales Element des Regulierungssystems betrachtet werden, die die durchschnittliche Kapitalrendite nach oben begrenzt. Dadurch kann es aber – beispielsweise über den *Avrech-Johnson*-Effekt[3] (Avrech, Johnson 1962) – zu einem vom nicht regulierten Fall abweichenden Faktornachfrageverhalten kommen, was evtl. auch die Wahl der Primärenergieträger betrifft. Trotzdem scheint die amerikanische *Rate of Return*-Regulierung weniger massiv auf das Kostenminimierungsverhalten ein-

[1] Dieses Kapitel basiert auf Tauchmann 2000.

[2] Auf die radikale Deregulierung des Sektors, die in einigen Bundesstaaten – insbesondere in Kalifornien – Ende der neunziger Jahre durchgeführt wurde, soll hier nicht weiter eingegangen werden, da die betrachtete Periode früher endet.

[3] Allerdings liefern z.B. Baumol/Klevorick (1970) einen sehr kritischen Beitrag zur sog. „AJ-Hypothese".

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gewirkt zu haben als die deutsche „Preisaufsicht“. Insbesondere wurde sie für private Erzeuger bereits 1978 stark gelockert (Gilbert, Kahn 1996: 199–200).

Vor allem war in den USA aber die direkte Einflussnahme der Energiepolitik auf die Brennstoffwahl wesentlich weniger stark als in Deutschland. Zwar wurde auch in den USA die Kernenergie staatlicherseits vorangetrieben und Haftungsbedingungen für Schäden aus kerntechnischen Unfällen gesetzlich festgelegt, die diese Technik begünstigten. Zudem war der Markt für Erdgas reguliert und dessen Einsatz zur Stromerzeugung durch den *Powerplant Fuel Use Act* von 1978 eingeschränkt (Dahl, Ko 1998: 981). Diese Regelungen wurden aber bis Ende der achtziger Jahre wieder aufgehoben. Es kann somit davon ausgegangen werden, dass es für die amerikanischen Erzeuger – zumindest zum hier betrachteten Zeitpunkt 1996/97 – aus regulatorischen Gründen leichter war als für die im vierten und fünften betrachteten deutschen Unternehmen, ihren Energiemix veränderten Brennstoffpreisen anzupassen.

Neben der Verwendung amerikanischer Daten unterscheidet sich die Analyse dieses Kapitels in einem zweiten zentralen Punkt von denen der beiden vorangegangenen: Während die beiden Paneluntersuchungen den Daten bewusst sehr wenig Struktur auferlegten, wird im folgenden mit einem vergleichsweise restriktiven Strukturmodell gearbeitet. Im Rahmen dieses Strukturmodells wird nun auch die Standardannahme der (Brennstoff-) Kostenminimierung getroffen. Vor dem oben angesprochenen regulatorischen Hintergrund erscheint diese Annahme hier aber als weniger kritisch. Stand bei der Formulierung der nicht-strukturellen Ansätze die Überlegung im Vordergrund, die sehr komplexe Produktionstechnologie im Elektrizitätssektor nicht fehlspezifizieren und keine falschen Verhaltensannahmen treffen zu wollen, wird nun auf die nur mäßig aussagekräftigen Ergebnisse der vorherigen Kapitel reagiert. In Anbetracht der großen Schwierigkeiten bei der Identifizierung von Preiseffekten kann es eine sinnvolle Strategie sein, mehr Struktur auf die Daten zu legen, um so die Identifikation von Effekten zu erleichtern, selbst wenn dadurch die Gefahr einer Fehlspezifikation in Kauf genommen werden muss.

Die verwendeten Daten – eine eingehende Diskussion erfolgt in Abschnitt 3 – erzwingen darüber hinaus weitere Abweichungen von der bisher verwendeten Modellstruktur. Da nur für die Jahre 1996 und 1997 Daten zur Verfügung standen, wurde kein Panelmodell formuliert, sondern auf Grundlage von Querschnittsdaten gearbeitet. Außerdem sind keine Erzeugungskapazitäten im Datensatz reportiert, so dass Investitionsentscheidungen nur indirekt analysiert werden können (Abschnitt 1.3 und 1.4). Im folgenden Abschnitt wird nun das verwendete Strukturmodell dargestellt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

1. Das theoretische Modell

1.1 Ein einfaches kurzfristiges Modell

In diesem Abschnitt wird ein einfaches, strukturelles Modell für die kurzfristige Energieträgerwahl eines Energieversorgers vorgestellt. Man betrachte eine Elektrizität erzeugendes Unternehmen *i*. Um das vollkommen homogene Gut Strom y_i zu produzieren, verwendet es verschiedene Primärenergieinputs x_{li}, mit $l = 1, \ldots, L$. Alle anderen Produktionsfaktoren wie Arbeit, in erster Linie aber Kapital sind in einem Vektor c_i enthalten. Daher ist die Produktionsfunktion in allgemeiner Form durch

$$y_i = f\left(c_i, x_{li}, \ldots, x_{Li}\right) \tag{1}$$

charakterisiert. Zu jedem Typ von Primärenergieinput existiere eine spezifische Technik, d.h. ein spezifischer Kraftwerkstyp zur Elektrizitätserzeugung. Da ein Unternehmen *i* mehrere Erzeugungstechniken einsetzen kann, die jeweils unterschiedliche Brennstoffe verwenden, kann seine Produktionsfunktion in Form der Summe

$$y_i = \sum_{l=1}^{L} f_l\left(c_{li}, x_{li}\right) \tag{2}$$

geschrieben werden. Um die quasi-fixe Natur von Arbeit und v.a. Kapital abzubilden, wird hier die Annahme getroffen, dass die Unternehmen kurzfristig nur über eingeschränkte Substitutionsmöglichkeiten verfügen[4]. Diese Annahme erscheint gut begründet, da die Kapitalausstattung an bestimmte Kraftwerke, d.h. an bestimmte Erzeugungstechniken gebunden ist. Da in regulierten Arbeitsmärkten Arbeitnehmer nicht sofort entlassen oder an andere Arbeitsplätze versetzt werden können, wird in Hinblick auf den Produktionsfaktor Arbeit eine ähnliche Annahme getroffen. Somit sind kurzfristig die Primärenergieinputs $x_{li}, l = 1, \ldots, k$, und damit die Intensitäten, mit denen die einzelnen Techniken betrieben werden, die einzigen Produktionsfaktoren, deren Einsatz variiert werden kann.

Darüber hinaus gibt es jedoch Erzeugungstechniken $k+1, \ldots, L$, die kurzfristig auch in dieser Form eine Anpassung des Faktoreinsatzes nicht in ökonomisch sinnvoller Weise zulassen. Als Beispiele können Wind- und Wasserkraft dienen. Die Inputs Wasser und Wind stehen i.d.R. kostenlos zur Verfügung, und ihr nutzbares Angebot ist durch exogene Faktoren (z.B. das Wetter) und die prädeterminierte Ausstattung mit anderen Produktionsfaktoren, insbesondere Kapital, bestimmt. Da mit diesen Techniken folglich kurzfristig zu Grenzkosten von Null produziert werden kann, sind auch ihre Outputniveaus

[4] In den folgenden Abschnitten werden die hier für den kurzfristigen Fall auferlegten Restriktionen zur der Substituierbarkeit von Energieträgern gelockert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$y_{(k+1)i},\ldots,y_{Li}$ kurzfristig exogen. Sind die c_{li} und $x_{(k+1)i},\ldots x_{Li}$ exogen gegeben, verbleiben lediglich $x_{li},\ldots,x_{ki}$ als Entscheidungsvariablen. Für jede einzelne Erzeugungstechnik wird die folgende funktionale Form angenommen:

$$(3) \qquad y_{li}=\alpha_{li}x_{li}^{\beta} \quad \text{mit } 0\le\beta<1, \quad \alpha_{li}=\alpha_l\left(\bar{c}_{li}\right)>0 \quad \text{für } l=1,\ldots,k.$$

Alle Techniken gemeinsam betrachtet, führt diese Spezifikation zu einer CES-Produktionsfunktion für Elektrizität mit kurzfristiger Substitutionselastizität1/(1–β) zwischen den Primärenergieinputs. Die Parameter α_{li} hängen von der Ausstattung der Techniken *l* mit kurzfristig fixen Faktoren ab, die die Produktivität bestimmen, mit der Primärenergieinputs in Elektrizität umgewandelt werden. Der Parameter β wird als für alle Techniken gleich angenommen. Unter der Annahme eines exogenen[5] Gesamtoutputs y_i^{ex} stellt sich das kurzfristige Kostenminimierungsproblem eines Unternehmens wie folgt dar:

$$(4) \qquad \min_{x_i}\sum_{l=1}^{k}p_{li}x_{li} \ \text{u.d.N.}\ y_i^{ex}-\left(\sum_{l=k+1}^{L}y_{li}\right)=\sum_{l=1}^{k}\alpha_{li}x_{li}^{\beta}.$$

Seine Lösung liefert die Brennstoffnachfragefunktionen eines Strom erzeugenden Unternehmens

$$(5) \qquad x_{li}=\left[\frac{y_i^{ex}-\left(\sum_{m=k+1}^{L}y_{mi}\right)}{\sum_{m=1}^{k}\alpha_{mi}\left(\frac{\alpha_{mi}}{\alpha_{li}}\right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}\left(\frac{p_{mi}}{p_{li}}\right)^{\frac{\beta}{\beta-1}}}\right]^{\frac{1}{\beta}} \quad \text{für } l=1,\ldots,k.$$

Diese Funktionen könnten den Ausgangspunkt für eine konventionelle, auf der Schätzung der Faktornachfrage oder der Kostenfunktion basierende ökonometrische Analyse bilden.

Die Modellierungsstrategie dieser Untersuchung ist aber durch das Problem bestimmt, dass in den verwendeten Daten nur Outputs, jedoch keine Inputs reportiert sind. Folglich muss sich die empirische Analyse auf Outputs nicht Inputs stützen. Aus diesem Grund ist der Energiemix als ein Set von „Outputanteilen" $s_{li}\equiv\frac{y_{li}}{y_i^{ex}}$ definiert, die den Anteil des mit der jeweiligen Technik produzierten Stroms an der Gesamterzeugung eines Unternehmens messen. Der ökonometrische Teil dieses Kapitels versucht, die Preissensitivität dieser Größen zu bestimmen. Da im beschriebenen Modell die Beziehung zwischen

[5] Da für Energieversorger i.d.R. eine Versorgungspflicht besteht und die Strompreise reguliert sind, wird diese Annahme häufig als vergleichsweise unproblematisch betrachtet. Die Diskussion aus Abschnitt 4.2 im dritten Kapitel relativiert allerdings diese Einschätzung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Inputs und Outputs sehr direkt ist, können die optimierten Erzeugungsanteile für die Techniken $1, \ldots, k$ unmittelbar aus (5) abgeleitet werden

$$(6) \qquad s_{li} = \left(1 - s_i^{ex}\right) \frac{\alpha_{li}^{\frac{1}{1-\beta}} p_{li}^{\frac{\beta}{\beta-1}}}{\sum_{m=1}^{k} \alpha_{mi}^{\frac{1}{1-\beta}} p_{mi}^{\frac{\beta}{\beta-1}}} \quad \text{für } l = 1, \ldots, k.$$

Mit s_i^{ex} ist dabei der Outputanteil der Techniken $k+1, \ldots, L$ bezeichnet, der wie der Gesamtoutput und die Erzeugung dieser Techniken kurzfristig exogen ist[6].

Alternativ könnte versucht werden, die Mengen der eingesetzten Primärenergieträger x_{li} aus den beobachteten Outputs y_{li} zu berechnen, indem man auf „Nicht-Stichproben-Information" bezüglich der Brennwerte verschiedener Energieträger und Wirkungsgrade verschiedener Kraftwerkstypen zurückgreift. Dies würde ein konventionelleres Vorgehen, dass sich direkt auf (5) stützt, erlauben. Allerdings setzt es auch detailliertes a priori-Wissen über die betrachteten Technologien voraus und erscheint daher für die Analyse von Produktionsprozessen wenig geeignet.

1.2 Kurzfristige marginale Effekte, Elastizitäten und Semielastizitäten

Aufgrund der einfachen funktionalen Form der Produktionstechnologie können die kurzfristigen marginalen Preiseffekte auf die Outputanteile leicht berechnet werden:

$$(7) \qquad \frac{\partial s_{li}}{\partial p_{li}} = -\left(1 - s_i^{ex}\right)\left(1 - s_{li}^{\text{var}}\right) s_{li}^{\text{var}} \frac{1}{p_{li}} \left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) \quad \text{für } l = 1, \ldots, k$$

$$\frac{\partial s_{li}}{\partial p_{mi}} = \left(1 - s_i^{ex}\right) s_{li}^{\text{var}} s_{mi}^{\text{var}} \frac{1}{p_{mi}} \left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) \quad \text{für } l, m = 1, \ldots, k, l \neq m$$

$$\frac{\partial s_{li}}{\partial p_{mi}} = 0 \quad \text{für } l = k+1, \ldots, L.$$

Mit $s_{li}^{\text{var}} \equiv \left(1 - s_i^{ex}\right)^{-1} s_{li}$ sind dabei Anteile am durch kurzfristig variable Techniken erzeugten Output bezeichnet. Die mit den marginalen Effekten korrespondierenden Elastizitäten $\frac{\partial s_{li}}{\partial p_{mi}} \frac{p_{mi}}{s_{li}}$ können diese aus (7) abgeleitet werden. Da es sich bei Anteilen bereits um normalisierte Größen handelt, er-

[6] Vgl. Anhang Abschnitt 3.1 für eine detaillierte Beschreibung verschiedener Anteilsvariablen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

scheinen „Semielastizitäten“ $\frac{\partial s_{li}}{\partial p_{mi}} p_{mi}$ aber als das geeignetere Sensitivitätsmaß. Diese messen die absolute Veränderung der Outputanteile in Folge einer relativen Änderung in den Energiepreisen. Eigenpreiseffekte sind immer negativ, Kreuzpreiseffekte immer positiv. Darüber hinaus sind die Semielastizitäten symmetrisch. Die Sensitivitätsmaße fallen in s_i^{ex} und steigen, je stärker sich s_{li}^{var} bzw. s_{mi}^{var} dem Wert 0,5 annähern. In erster Linie sind die Maße aber durch den Wert des Parameters β bestimmt. Sie steigen über alle Grenzen, wenn β dem Wert Eins nahe kommt, d.h. wenn die verschiedenen Primärenergieträger zu perfekten Substituten werden. Für β gleich Null nehmen auch die Sensitivitätsmaße den Wert Null an. Kurzfristige Brennstoffsubstitution ist dann nicht möglich. Dies gilt unabhängig von β natürlich immer für die Techniken $k + 1$ bis L, wurde für diese kurzfristige Substituierbarkeit doch per Annahme ausgeschlossen.

Die notwendigen Summationsbedingungen sind für alle Sensitivitätsmaße erfüllt (Anhang Abschnitt 3.2). Zum einen summieren sich die Veränderungen aller Anteile auf die Veränderung eines Preises zu Null. Damit ist sichergestellt, dass sich die Outputanteile auch nach beliebigen Preisänderungen zu Eins addieren. Zum anderen ist die Veränderung eines Anteils auf eine gleichförmige relative Veränderung aller Preise ebenfalls Null. Dies reflektiert, dass die kostenminimierenden Outputanteile durch relative, nicht absolute Inputpreise bestimmt sind.

1.3 Produktivitäten und Investitionen

In den vorangegangenen Abschnitten wurden die Produktionstechniken als Technologien mit nur einem Input beschrieben. Unterschiede in der Produktivität verschiedener Techniken und Unternehmen wurden durch unterschiedliche Werte der Parameter α_{li} abgebildet. Allerdings sind diese Produktivitätsunterschiede in erster Linie durch die Ausstattung mit anderen Produktionsfaktoren als Primärenergie bestimmt. Und diese Faktorausstattungen sind selbst wiederum von den Investitionen der Vergangenheit abhängig. Um eine langfristige Perspektive einzunehmen, werden die α_{li} in Abhängigkeit von denjenigen beobachtbaren Variablen z_{li} spezifiziert, die die Investitionen der Unternehmen in der Vergangenheit bestimmt haben. Um nicht-negative Erzeugung sicherzustellen, wurde eine exponentielle funktionale Form gewählt. Diese Wahl führt zu

$$\alpha_{li} = \exp\left(\gamma_l' z_{li} + \varepsilon_{li}\right). \tag{8}$$

In den Vektor z_{li} sollten als erklärende Variablen v.a. historische Preise verschiedener Brennstoffe eingehen, da die Investitionen in die verschiedenen Erzeugungstechniken maßgeblich durch die in der Vergangenheit erwarteten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Brennstoffpreise bestimmt wurden. Diese Erwartungen wurden vermutlich wiederum auf Basis der Preise der Vergangenheit gebildet[7]. Die gleichen Überlegungen gelten für die Anteile $s_{(k+1)i}, \ldots, s_{Li}$, da diese ebenfalls durch Investitionsentscheidungen der Vergangenheit bestimmt sind.

Allerdings erklären die beobachtbaren Variablen z_{li} die Produktivitätsunterschiede zwischen Techniken und Unternehmen keinesfalls vollständig. Aus der Perspektive des Beobachters erscheinen die Produktivitäten vielmehr stochastisch, und die α_{li} werden als Zufallsvariablen interpretiert. Alle unbeobachteten Einflüsse sind in den Störtermen ε_{li} enthalten, für die die Normalverteilungsannahme getroffen wird. Die vollständig spezifizierten stochastischen Outputanteilsfunktionen haben daher wegen (6) und (8) die Form

$$(9)\quad s_{li} = \begin{cases} (1 - s_i^{ex}(\varepsilon_i)) \dfrac{\exp\left(\left(\dfrac{\gamma_l}{1-\beta}\right) z_{li} + \left(\dfrac{\beta}{\beta-1}\right)\log(p_{li}) + \dfrac{1}{1-\beta}\varepsilon_{li}\right)}{\sum_{m=1}^{k} \exp\left(\left(\dfrac{\gamma_m}{1-\beta}\right) z_{mi} + \left(\dfrac{\beta}{\beta-1}\right)\log(p_{mi}) + \dfrac{1}{1-\beta}\varepsilon_{mi}\right)} & \text{für } l=1, \ldots, k \\ \dfrac{\exp(\gamma_l' z_{li} + \varepsilon_{li})}{1 + \exp(\gamma_l' z_{li} + \varepsilon_{li})} & \text{für } l=k+1, \ldots, L \end{cases}$$

Für $l > k$ ist die gewählte funktionale Form allerdings ad hoc[8]. Schließlich muss berücksichtigt werden, dass zumindest einige der in ε_{li} eingehenden unbeobachteten Faktoren die Produktivitäten von mehr als nur einer Technik beeinflussen. Folglich ist davon auszugehen, dass die ε_{li} kontemporär mit Kovarianzmatrix $\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}$ korreliert sind. Entsprechend ist durch

$$(10)\qquad \varepsilon_i = [\varepsilon_{li} \ldots \varepsilon_{Li}]' \sim N_L(0, \Sigma_{\varepsilon\varepsilon})$$

ihre gemeinsame Verteilung definiert.

1.4 Ein Modell des qualitativen Energiemixes

Das in Abschnitt 1.1 vorgestellte theoretische Modell erklärt den Energiemix bedingt auf zwei Faktoren: die Produktivitäten, ausgedrückt durch die Parameter α_{li}, und ein gegebenes Muster eingesetzter Brennstoffe. Die Produktivitäten α_{li} wurden dann in Abschnitt 1.3 als durch frühere Investitionen bestimmt interpretiert und in (8) entsprechend parametrisiert. Der qualitative Energiemix ist aber ebenfalls durch Investitionsentscheidungen bestimmt.

[7] Im einfachsten Fall wird die Entwicklung der Energiepreise von den Unternehmen als *random walk* betrachtet und die Preiserwartungen entsprechen bzw. entsprachen den jeweils aktuellen Preisen.

[8] Diese Spezifikation garantiert für $L > k+1$ nicht, dass $s_i^{ex} \leq 1$ gilt. Allerdings wird im angewandten Teil dieses Kapitels lediglich der spezielle Fall $L = k + 1$ betrachtet, daher ist eine kompliziertere Spezifikation (Anhang Abschnitt 3.3) unnötig.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Der Ausdruck (9) beschreibt die Outputanteile nach wie vor bedingt auf das Portfolio von Techniken, das von einem Unternehmen *i* eingesetzt wird. Das Modell muss daher um eine Komponente ergänzt werden, die die diskrete Brennstoffwahl erklärt.

Da über die Investitionsentscheidungen auf Kraftwerks- oder Unternehmensebene kaum Informationen zu Verfügung stehen, wird kein explizites theoretisches Investitionsmodell formuliert. Stattdessen wird der qualitative Brennstoffmix durch ein einfaches *discrete choice*-Modell auf Basis exogener Variablen w_{li} erklärt. Vergleichbar z_{li} aus (8), umfassen die Vektoren w_{li} diejenigen beobachtbaren Faktoren, die die Investitionsentscheidungen der Firmen in der Vergangenheit bestimmt haben. Deshalb werden w_{li} und z_{li} in den meisten Elementen übereinstimmen, vor allem wird auch w_{li} Energiepreise der Vergangenheit beinhalten.

Im Weiteren werden die diskreten Entscheidungsprobleme als binäre Probit-Modelle spezifiziert. Das bedeutet, dass jedes Unternehmen für jede existierende Erzeugungstechnik zu entscheiden hat, ob es diese einsetzen möchte oder nicht. Es ist von zentraler Bedeutung, dass diese *L* einzelnen Entscheidungen eng miteinander verknüpft sind. Daher werden überwiegend die gleichen beobachtbaren Variablen diese Entscheidungen beeinflussen. Dies gilt jedoch auch für die unbeobachtbaren Einflussfaktoren. Folglich ist die Formulierung des Problems in Form *L* unabhängiger Probit-Modelle nicht adäquat, da Korrelationen zwischen den Störtermen zugelassen werden sollten. Das Muster der eingesetzten Erzeugungstechniken kann vielmehr als aus einer multivariaten Normalverteilung gezogen interpretiert werden.

Die Intuition hinter diesem Ansatz kann folgendermaßen formalisiert werden: y_{li}^{*} bezeichnet das langfristig geplante Outputniveau der Erzeugungstechnik *l*. Dieses sei durch eine lineare Funktion von beobachtbaren exogenen Variablen w_{li} und durch ein Aggregat von unbeobachtbaren Einflüssen v_{li} beschrieben.

$$y_{li}^{*} = \begin{cases} \delta_{l}' w_{li} + v_{li} & \text{falls } \delta_{l}' w_{li} + v_{li} > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \tag{11}$$

Die angestrebten Outputniveaus sind allerdings unbeobachtbar, da es sich um langfristig geplante Größen handelt, die zudem von kurzfristigen Einflüssen überlagert werden. Tatsächlich kann aus den Daten lediglich darauf geschlossen werden, ob ein Unternehmen – zumindest zu einem Zeitpunkt – die Absicht hatte, die Technik *l* einzusetzen; oder formal ausgedrückt, ob $y_{li}^{*} > 0$ gilt. Nur in diesem Fall kann – auch kurzfristig – ein positiver Output der Technik *l* beobachtet werden, wäre anderenfalls diese Technik doch nicht mit immobilen Faktoren ausgestattet worden. Folglich ist mit $\tilde{y}_{li}$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$\tilde{y}_{li} = \begin{cases} 1 & \text{falls} \quad y_{li}^{*} > 0 \\ 0 & \text{falls} \quad y_{\mathrm{li}}^{*} = 0 \end{cases} \tag{12}$$

eine Dummyvariable bezeichnet, die den Einsatz der *l*-ten Technik qualitativ kennzeichnet. Die Wahrscheinlichkeit für ihren Einsatz ist

$$\Pr(\tilde{y}_{li} = 1) = \Pr(y_{li}^{*} > 0) = \Pr(\nu_{li} > -\delta_{l}' w_{li}) = \Phi(\delta_{l}' w_{li}). \tag{13}$$

Die Komplementärwahrscheinlichkeit für den „Nicht-Einsatz" einer Technik hat in entsprechender Weise die Form $1-\Phi(\delta_{l}' w_{li})$. Die letzte Äquivalenz in (13) beruht auf der Probitspezifikation, die die ν_{li} als normal verteilt betrachtet. Berücksichtigt man schließlich, dass die ν_{li} potenziell frei mit Kovarianzmatrix $\Sigma_{\nu\nu}$ korreliert sind, ist die Wahrscheinlichkeit $\Pr(\tilde{y}_i)$ für ein bestimmtes Muster $\tilde{y}_i = [\tilde{y}_{li} \ldots \tilde{y}_{Li}]$ eingesetzter Techniken durch die korrespondierende *L*-variate normale Wahrscheinlichkeit bestimmt.

1.5 Verknüpfung der Modellkomponenten

Das kurzfristige, stetige Modell erlaubte lediglich die Bestimmung von Preiseffekten (7), die auf ein bestimmtes Muster eingesetzter Erzeugungstechniken bedingt waren. Im Gegensatz dazu macht die Verknüpfung des stetigen mit dem diskreten Modell aus Abschnitt (1.4) eine umfassende Analyse langfristiger Preissensitivitäten, einschließlich der Reaktionen des qualitativen Energiemix, möglich[9]. Unter Anwendung des „Satzes über die iterierten Erwartungen" können langfristig erwartete Outputanteile einer Technik als die Erwartungen über die bedingten erwarteten Anteile ausgedrückt werden

$$E(s_{li}) = E_{\tilde{y}}(E(s_{li} \mid \tilde{y}_i)) = \sum_{\tilde{y}} E(s_{li} \mid \tilde{y}_i) \Pr(\tilde{y}_i). \tag{14}$$

Die Wahrscheinlichkeiten $\Pr(\tilde{y}_i)$ der Muster $\tilde{y}_i$ werden durch das diskrete Modell erklärt, während das stetige die bedingten Erwartungen $E(s_{li} \mid \tilde{y}_i)$ liefert. Die langfristigen marginalen Effekte von Brennstoffpreisänderungen auf die erwarteten Erzeugungsanteile können aus (14) folgendermaßen abgeleitet werden

$$\frac{\partial E(s_{li})}{\partial p_{mi}} = \sum_{\tilde{y}} \frac{\partial E(s_{li} \mid \tilde{y}_i)}{\partial p_{mi}} \Pr(\tilde{y}_i) + \sum_{\tilde{y}} E(s_{li} \mid \tilde{y}_i) \frac{\partial \Pr(\tilde{y}_i)}{\partial p_{mi}}. \tag{15}$$

[9] Präziser ausgedrückt erlaubt das stetige Modell die Bestimmung reiner Kurzfristeffekte, indem alle α_{li} und der qualitative Brennstoffmix konstant gehalten werden. Langfristeffekte berücksichtigen dagegen auch Änderungen in $\Pr(\tilde{y}_i)$ und α_{li}. Schließlich könnten auch „mittelfristige Effekte" aus dem stetigen Modell bestimmt werden, indem $\tilde{y}_i$ konstant gehalten wird, Preiseffekte auf die α_{li} aber berücksichtigt werden. Allerdings ist eine Interpretation als „mittelfristig" problematisch, da nicht klar ist, dass stetige nach den diskreten Investitionsentscheidungen und nicht simultan getroffen werden. Daher werden hier nur reine kurz- und langfristige Preiseffekte analysiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Preisänderungen entfalten ihre Wirkung auf die bedingten Outputanteile dabei in zweierlei Weise. Zum einen wirken sie über den direkten kurzfristigen Preiseffekt, der bereits in Abschnitt 1.2 diskutiert wurde. Zum anderen gibt es einen Effekt über die α_{li}, der den stetigen Aspekt der Investitionsentscheidungen der Unternehmen abbildet

$$(16) \qquad \frac{\partial E(s_{li}|\tilde{y}_i)}{\partial p_{mi}} = \frac{\partial E(s_{li}(\bar{\alpha}_i, p_i)|\tilde{y}_i)}{\partial p_{mi}} + \frac{\partial \mathrm{E}(s_{li}(\alpha_i, \bar{p}_i)|\tilde{y}_i)}{\partial p_{mi}} \frac{\partial \alpha_i}{\partial p_{mi}}.$$

Die aus den Parameterschätzungen berechneten, vorhergesagten marginalen Effekte entsprechen nicht exakt den erwarteten marginalen Effekten, da die stochastischen Komponenten nicht-linear in die Erzeugungsanteilsgleichungen eingehen. Um die Analyse zu vereinfachen, werden im Weiteren aber die „gefitteten" Anteile betrachtet. Schließlich sei angemerkt, dass auch bei einer langfristigen Betrachtung Semielastizitäten das geeignetere Sensitivitätsmaß darstellen, da Anteile bereits normierte Größen sind.

2. Modellschätzung

2.1 Das diskrete Modell

Die diskrete Komponente des Energiemixmodells stellt eine multivariate Verallgemeinerung des binären Probit-Modells dar. Seine Schätzung folgt dem bei diskreten Wahlmodellen üblichen Maximum-Likelihood-Ansatz. Die Likelihoodfunktion – hier das Produkt multivariater normaler Wahrscheinlichkeiten – wird bezüglich der Parameter $\delta_1 \ldots \delta_L$ und Σ_{vv} maximiert. In dieser Modellklasse sind die Varianzen der Störterme üblicherweise nicht identifiziert. Folglich können nicht alle Elemente von Σ_{vv}, sondern lediglich die $L/2(L-1)$ freien Parameter der korrespondierenden Korrelationsmatrix R_{vv} geschätzt werden. Wie im univariaten Fall sind die Koeffizienten also nicht getrennt von den jeweils relevanten Parametern $\sigma^2_{v_l}$ identifiziert.

Technisch betrachtet ist die *ML*-Schätzung des simultanen Probit-Modells allerdings weitaus komplizierter als die Schätzung seines univariaten Gegenstücks, da Verteilungsfunktionen der multivariaten Normalverteilungen maximiert werden müssen. In dieser Untersuchung wurde die Likelihoodfunktion mit *Simulated Maximum Likelihood* geschätzt. Die multivariaten normalen Wahrscheinlichkeiten wurden also nicht analytisch berechnet[10], sondern durch das Ziehen von (Pseudo-) Zufallszahlen simuliert. Diese wurden nach einem rekursiven Algorithmus aus gestutzten univariaten Normalverteilungen gezogen. Die Methode wird als „*GHK*-Simulator" (*G*eweke, *H*ajivassiliou, *K*eane) bezeichnet und liefert unverzerrte, in den unbekannten Parame-

[10] Dies ist im Fall der multivariaten Normalverteilung auch nicht möglich.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tern stetige Schätzungen der multivariaten normalen Wahrscheinlichkeiten (Greene 2000: 183ff.; Geweke et al. 1994: 613ff.). In der praktischen Anwendung wurden die Ziehungen je 100 mal wiederholt. Abgesehen von der Berechnung der Likelihoodfunktion durch Simulationen unterscheidet sich *Simulated ML* nicht von der standardmäßigen Maximum-Likelihood-Methode. Insbesondere können die gleichen Optimierungsalgorithmen verwendet werden.

2.2 Das stetige Modell

Zur Schätzung des stetigen Outputanteilsmodells wurde ein logistischer Regressionsansatz verwendet. Das Bilden von Quotienten und Logarithmen der Anteile $s_{li},\ldots,s_{ki}$ liefert aufgrund der funktionalen Form (9) ein einfach zu handhabendes, in den unbekannten Parametern lineares Gleichungssystem

$$(17)\qquad \left(\log\left(\frac{s_{li}}{s_{mi}}\right)\Big| v_{li} > -\delta_l' w_{li}, v_{mi} > -\delta_m' w_{mi}\right)$$

$$= \left(\frac{\gamma_l}{1-\beta}\right)' z_{li} - \left(\frac{\gamma_m}{1-\beta}\right)' z_{mi} + \left(\frac{\beta}{\beta-1}\right)\log\left(\frac{p_{li}}{p_{mi}}\right) + \left(\frac{1}{1-\beta}\right)(\varepsilon_{li} - \varepsilon_{mi})$$

$$\text{für } l, m = 1,\ldots,k \text{ und } l \neq m.$$

Die Quotientenbildung führt hier nicht zu Informationsverlust, da $\sum_{l=1}^{k} s_{li} = 1 - s_i^{ex}$ per Definition gilt.

2.2.1 Selektionsproblematik

Im Gegensatz zu den s_{li} sind die Quotienten s_{li} / s_{mi} zwar nicht auf das gesamte Muster der eingesetzten Erzeugungstechniken konditioniert (Anhang Abschnitt 3.4), aber nur dann definiert und beobachtbar, wenn beide Techniken genutzt werden. Aus diesem Grund können die Gleichungen (17) nur dann konsistent geschätzt werden, wenn die stetige Energiemixentscheidung von der diskreten stochastisch unabhängig ist. Falls dies nicht gewährleistet ist, tritt ein typisches Stichproben-Selektions-Problem (Heckman 1976; 1979) auf, das verzerrte und inkonsistente Schätzer zur Folge haben kann. Da aber beide Modellkomponenten Investitionsentscheidungen der Unternehmen abbilden, werden zumindest teilweise die gleichen unbeobachteten Variablen über die Störterme in die Modelle eingehen. Dies lässt statistische Abhängigkeit sehr viel naheliegender erscheinen als statistische Unabhängigkeit. Vor allem kann $\mathrm{cov}(\varepsilon_{li}, \nu_{li}) = \sigma_{\varepsilon_l \nu_l} \neq 0$ nicht ausgeschlossen werden. Allerdings ist eine freie Korreliertheit aller stochastischen Modellkomponenten der naheliegendste Fall. Für die gemeinsame Verteilung wird daher im Weiteren

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$(18) \qquad \left[v_{li} \ldots v_{Li} \varepsilon_{li} \ldots \varepsilon_{Li}\right]' \sim N_{2L}(0, \Sigma)$$

angenommen, wobei Σ_{vv} den oberen linken und $\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}$ unteren rechten Block von Σ bildet. Die Blöcke abseits der Hauptdiagonalen sind mit $\Sigma_{\varepsilon v}$ bezeichnet. Wenn nicht alle ihre Elemente $\sigma_{\varepsilon_l v_m}$ den Wert Null annehmen, weichen die bedingten Erwartungswerte der Störterme aus (17) von Null ab. Sie können daher als ausgelassene bzw. unberücksichtigte Regressoren interpretiert werden, die Verzerrungen zur Folge haben können. Die bedingten Erwartungswerte haben die spezielle Form[11] (Vella 1997: 154)

$$(19) \qquad E\left(\varepsilon_{li} - \varepsilon_{mi} \mid v_{li} > \delta_l' w_{li}, v_{mi} > \delta_m' w_{mi}\right)$$

$$= \left(\sigma_{\varepsilon_l v_l} - \sigma_{\varepsilon_m v_l}\right) \left[\phi\left(\delta_l' w_{li}\right) \frac{\Phi\left(\frac{\left(\delta_m' w_{mi} - \rho_{v_l v_m} \delta_l' w_{li}\right)}{\sqrt{1 - \rho_{v_l v_m}^2}} \right)}{\Phi^{biv}_{\rho_{v_l v_m}}\left(\delta_m' w_{mi}, \delta_l' w_{li}\right)} \right]$$

$$+ \left(\sigma_{\varepsilon_l v_m} - \sigma_{\varepsilon_m v_m}\right) \left[\phi\left(\delta_m' w_{mi}\right) \frac{\Phi\left(\frac{\left(\delta_l' w_{li} - \rho_{v_l v_m} \delta_m' w_{mi}\right)}{\sqrt{1 - \rho_{v_l v_m}^2}} \right)}{\Phi^{biv}_{\rho_{v_l v_m}}\left(\delta_m' w_{mi}, \delta_l' w_{li}\right)} \right].$$

Es ist intuitiv einleuchtend, dass die Nichtberücksichtigung des *sample selection*-Problems zu verzerrten Schätzern führt: Zur Schätzung der Gleichungen (17) können nur jeweils diejenigen Beobachtungen verwendet werden, die tatsächlich die Brennstoffe *l* und *m* verwenden. Ob dies der Fall ist, ist durch beobachtete Faktoren w_i (z.B. Preise) und unbeobachtete Faktoren v_i (z.B. Umweltregulierung) bestimmt, muss doch $v_{li} > \delta_l' w_{li} \cap v_{mi} > \delta_m' w_{mi}$ gelten. Annahmegemäß sind v_i und w_i unkorreliert. In die zur Schätzung verwendete Teilstichprobe werden aber beispielsweise Unternehmen, die einer die Techniken *l* und *m* hemmenden Regulierung (d.h. kleine Werte für v_{li} und v_{mi}) ausgesetzt sind, nur dann gelangen, wenn eine für diese Techniken günstige Preiskonstellation (d.h. hohe Werte für $\delta_l' w_{li}$ und $\delta_m' w_{mi}$) vorliegt. In der selektierten Teilstichprobe sind v_i und w_i folglich nicht mehr unkorreliert. Dann sind i.d.R. aber auch ε_i und z_i nicht mehr unabhängig, wenn v_i und ε_i sowie w_i und z_i jeweils in einem engen Zusammenhang stehen. Davon muss aber ausgegan-

[11] Die identifizierende Restriktion $\sigma_{v_l}^2 = 1$ für $l = 1, \ldots, L$ ist in dieser Schreibweise bereits berücksichtigt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gen werden. So wird Umweltregulierung nicht nur in v_i, sondern auch in ε_i eingehen, da die Regulierung vermutlich auch die Intensität des Brennstoffeinsatzes beeinflussen wird. Und Preise werden über w_i sowohl den qualitativen als auch über z_i den stetigen Brennstoffeinsatz mit bestimmen. Wird dies ignoriert, läuft man Gefahr, Variation in den Anteilsrelationen durch Variation in den Regressoren z.B. der Preise zu erklären, die tatsächlich durch die unbeobachtete Regulierungsintensität bestimmt ist. Die Schätzer sind bei einem naiven Vergehens also verzerrt.

Wie im univariaten Fall kann dieses Problem durch die von Heckman (1976; 1979) vorgeschlagene Methode behoben werden. Indem man eine konsistente Schätzung der bedingten Erwartung des Störterms als zusätzlichen Regressor in die Regressionsgleichung aufnimmt, wird die durch den *leftout variables bias* verursachte Inkonsistenz aufgehoben. Dabei stellen $(\sigma_{\varepsilon_l v_l} - \sigma_{\varepsilon_m v_l})$ und $(\sigma_{\varepsilon_l v_m} - \sigma_{\varepsilon_m v_m})$ zusätzlich zu schätzende Koeffizienten dar. Konsistente Schätzungen der „generalisierten inversen Mill's Relationen" – die in eckigen Klammern eingeschlossenen Ausdrücke aus (19) – können dagegen aus $\hat{\delta}$ und $\hat{R}_{vv}$ berechnet werden. Da *ML*-Schätzer asymptotisch unverzerrt sind, gilt für die verbleibenden Störterme

$$(20) \quad \left(\tilde{\varepsilon}_{li} - \tilde{\varepsilon}_{mi}\right) \equiv \left(\varepsilon_{li} - \varepsilon_{mi}\right) - \hat{E}\left(\varepsilon_{li} - \varepsilon_{mi} \,|\, v_{li} > -\delta_l' w_{li}, v_{mi} > -\delta_m' w_{mi}\right)$$

$$asymp E\left(\tilde{\varepsilon}_{li} - \tilde{\varepsilon}_{mi} \,|\, v_{li} > -\delta_l' w_{li}, v_{mi} > -\delta_m' w_{mi}\right) = 0,$$

was eine konsistente Schätzung von γ und β ermöglicht.

Eine einfache Logit-Transformation kann auf die Anteilsfunktionen $k+1, \ldots, L$ angewendet werden, um lineare Regressionsgleichungen zu erhalten

$$(21) \quad \left(\log\left(\frac{s_{li}}{1-s_{li}}\right) \,|\, v_{li} > -\delta_l' w_{li}\right) = \gamma_l' z_{li} + \varepsilon_{li} \text{ für } l = k+1, \ldots, L.$$

Offensichtlich tritt hier ein analoges Selektionsproblem auf, das genau dem klassischen „Heckman-Fall" entspricht. Der bedingte Erwartungswert des Störterms ist

$$(22) \quad E\left(\varepsilon_{li} \,|\, v_{li} > -\delta_l' w_{li}\right) = \sigma_{\varepsilon_l v_l} \frac{\phi\left(\delta_l' w_{li}\right)}{\Phi\left(\delta_l' w_{li}\right)},$$

wobei eine Schätzung der inversen Mill's Relation als Regressor dient und $\sigma_{\varepsilon_l v_l}$ als korrespondierender Koeffizient mitgeschätzt wird.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2.2.2 Identifikation

Das stetige Outputanteilsmodell weist einige Ähnlichkeiten mit dem multinominialen Logit-Modell auf. Daher gelten auch hier die bekannten Einschränkungen in Bezug auf die Identifizierbarkeit seiner Parameter. In den Vektoren $\gamma_1 ... \gamma_k$ können nur $k-1$ Konstanten und Koeffizienten nicht über die Techniken variierender Regressoren identifiziert werden. Aus $\Sigma_{\varepsilon v}$ sind nur $k(k-1)+(L-k)$ Parameter identifiziert. Die unvollständige Identifikation der Parameter ist dabei nicht auf die Schätzmethode, sondern auf die Modellstruktur zurückzuführen. Da die relativen, nicht die absoluten Produktivitäten α_{li} die Outputanteile s_{li} bestimmen, sind zwar die Erzeugungsanteile identifiziert, bezüglich der absoluten Größe der α_{li} liefert die Schätzung des Modells jedoch keinerlei Information.

2.2.3 Effizienz

Grundsätzlich würde eine simultane Schätzung aller Modellkomponenten mit „Full-Information-Maximum-Likelihood" absolut effiziente Schätzungen der Modellparameter liefern. Allerdings ist dieser Ansatz für das hier vorgestellte Modell numerisch zu kompliziert, um zur Anwendung zu kommen. Daher wurde in den vorangegangenen Abschnitten ein zweistufiges Schätzverfahren vorgeschlagen. Um in der Klasse zweistufiger Modelle ein möglichst hohes Maß an Effizienz zu erreichen, erscheint ein „Generalisierter Kleinster Quadrate Ansatz" (*GLS*) auf der zweiten Stufe angebracht. Vor diesem Hintergrund schlagen Heien/Wessells (1990) oder Shonkwiler/Yen (1999) für sehr nah verwandte Probleme Varianten des standardmäßigen *SURE*-Verfahrens als Schätzmethoden vor. Allerdings sind beide Methoden mit schwerwiegenden Problemen in Bezug auf Konsistenz oder Effizienz behaftet. Aber auch der exakte *GLS*-Ansatz erweist sich als problematisch, ist aufgrund des Selektionsproblems die bedingte Kovarianzmatrix der Störterme doch sehr kompliziert und eine entsprechende Korrekturmatrix nicht ohne weiteres zu bestimmen.

Das siebte Kapitel geht näher auf die relative Effizienz verschiedener zweistufiger Verfahren zur Schätzung des hier vorgestellten Modelltyps ein. Dabei wird insbesondere der von Shonkwiler/Yen vorgeschlagene Schätzer analysiert und mit möglichen *OLS*-, *SURE*- und *GLS*- basierten Alternativen verglichen. Hier wurde zur Schätzung der Gleichungen (17) und (21) das einfache *OLS*-Verfahren verwendet. Monte Carlo-Simulationen, die im siebten Kapitel vorgestellt werden, zeigen, dass auch dieses einfache Verfahren im Vergleich zu weitaus komplizierteren durchaus konkurrenzfähige Resultate erzielen kann. Während *OLS* somit eine akzeptable Methode zur Schätzung der Koeffizienten darstellt, gilt dies nicht für die Bestimmung der Standardfehler. Heteroskedastizität und gleichungsübergreifende Korrelation der Störterme

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

führen zu Verzerrungen konventionell berechneter *OLS*-Standardfehler. Die Anwendung von Korrekturverfahren erweist sich, in Analogie zur *GLS*-Schätzung, als sehr kompliziert. Daher wurden keine analytischen Standardfehler berechnet, sondern als robuste Alternative die *bootstrapping*-Methode zur Simulation der Standardfehler verwendet.

3. Daten und Variablen

3.1 Datenquellen

Die in dieser Untersuchung verwendeten US-amerikanischen Firmendaten wurden von der EPA (*Enivironmental Protection Agency*) als *Emissions Generation Resource Integrated Database* (E-GRID) zu Verfügung gestellt. Zusätzlich wurden die Erhebungen „Cost and Quality of Fuels for Electric Utility Plants" und „State Energy Price and Expenditure Report" der EIA (*Energy Information Administration*) verwendet. E-GRID erhebt den Anspruch [to be „A comprehensive data base of environmental attributes of electric power systems"] (EPA 2000: 1), und enthält entsprechende Angaben auf unterschiedlichen Aggregationsniveaus[12]. Obwohl die Datenbank sowohl Elektrizitätsversorger als auch andere Stromerzeuger umfasst, ist der in dieser Untersuchung letztlich benutzte Datensatz von Elektrizitätsversorgern dominiert. Aufgrund von Datenschutzbestimmungen sind die Angaben zu Nicht-EVU nur sehr lückenhaft, so dass sie häufig nicht genutzt werden konnten. Im Rahmen dieser Untersuchung standen Daten für die beiden Jahre 1996 und 1997 zu Verfügung. Der über beide Jahre gepoolte Datensatz umfasst 1 373 Beobachtungen, für die Angaben zum Brennstoffeinsatzmuster vorliegen und die somit für die Analyse verwendet werden konnten.

Eine charakteristische Eigenschaft von E-GRID ist wie erwähnt, dass ausschließlich Angaben zu Outputs, nicht aber zu Inputs enthalten sind. Dies rechtfertigt und motiviert das in Abschnitt 1 gewählten Vorgehen. E-GRID selbst enthält außerdem keinerlei Informationen zu Preisen oder Kosten. Allerdings sind in der EIA-Erhebung *Cost and Quality of Fuels for Electric Utility Plants* Brennstoffpreise für einige, allerdings bei weitem nicht alle, der in E-GRID enthaltenen EVU aufgeführt. Durch „Machten" der beiden Datenquellen konnten 409 der insgesamt 1 373 Beobachtungen unternehmensspezifische Brennstoffpreise zugeordnet werden. Außerdem wurden längere Reihen historischer Energiepreise aus dem „State Energy Price and Expenditure Report" gewonnen. Diese auf Ebene von Bundesstaaten aggregierten Daten mussten als Substitute für unternehmensspezifische Preise dienen, wenn solche nicht zur Verfügung standen.

[12] Genauer auf Ebene der Kessel, der Generatoren, der Kraftwerke, der Erzeugungsunternehmen, der Muttergesellschaften, der Bundesstaaten, der *power control areas*, der *NERC Regions* und der USA.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 22

Qualitativer Energiemix der Elektrizitätserzeugung im untersuchten Datensatz
Anteil in %

Variable $\tilde{y}$	Mittelwert	Standardabweichung	Fälle
Kohle	29,64	45,68	1 373
Öl	64,46	47,88	1 373
Gas	52,66	49,95	1 373
Sonstige	36,35	48,12	1 173

Eigene Berechnungen nach Angaben in E-GRID.

RWI ESSEN

3.2 Abhängige Variablen

Da diese Untersuchung auf die Erklärung des Energiemixes Elektrizität erzeugender Unternehmen zielt, muss der Mix anhand der in den Daten enthaltenen Variablen definiert werden. Die erste in diesem Zusammenhang zu klärende Frage ist, welche Brennstoffe in die Untersuchung aufgenommen werden sollen. Obwohl E-GRID zehn Brennstoffe bzw. Erzeugungstechniken – Kohle, Öl, Gas, Kernenergie, Wasser, Biomasse/Holz, Wind, Sonne, Geothermie und Abfall – unterscheidet, wurden nur vier berücksichtigt. Dies sind „Kohle", „Öl", „Gas" und „Andere" als ein Aggregat der sieben übrigen Erzeugungstechniken. Ein gewisses Maß an Aggregation erschien notwendig, da für einige der unbedeutenderen Erzeugungstechniken nur wenige Beobachtungen vorlagen. Die Kategorie „Andere" ist weniger beliebig, als es den Anschein haben könnte, da sie alle CO_2-freien Erzeugungstechniken vereinigt. Wasserkraft und in geringem Maße Kernenergie dominieren diese Residualkategorie. Da die Stromerzeugung aus Wasserkraft zu den kurzfristig nicht flexiblen Erzeugungstechniken zählt, wird die Kategorie „Andere" als „kurzfristig exogen" betrachtet.

Die qualitative Verteilung[13] der Erzeugungstechniken ist in Tabelle 22 dargestellt. Da die Unternehmen hinsichtlich vier Techniken entscheiden müssen, ob sie diese einsetzen wollen oder nicht, können 2^4 also 16 Brennstoffeinsatzmuster $\tilde{y}_i$ gewählt werden. Ihre Häufigkeiten sind in Tabelle 23 aufgelistet. Tabelle 22 und 23 machen deutlich, dass alle vier Techniken im Datensatz gut vertreten sind und auch alle möglichen qualitativen Einsatzmuster auftreten, wenn auch unterschiedlich oft. Ein Datenproblem tritt allerdings auf: Alle Unternehmen im Datensatz produzieren Elektrizität. E-GRID wurde gezielt für Stromerzeuger zusammengestellt. Somit sind alle Versorgungsunternehmen, die sich entschieden haben, nicht zu produzieren, sondern nur als Stromverteiler zu agieren, ausgeschlossen. Das theoretische Modell sieht jedoch auch dieses Verhalten vor.

13 Für extreme Ausreißer wurde bereinigt, indem ein Outputanteil von weniger 0,1% als keine Erzeugung mit der betreffenden Technik gewertet wurde.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 23

Qualitative Brennstoffmuster der betrachteten Unternehmen

Muster	absolute Häufigkeit	Anteil in %
Kein Output	0	0,00
Kohle	46	3,35
Öl	216	15,73
Gas	84	6,12
Andere	223	16,24
Kohle, Öl	63	4,59
Kohle, Gas	67	4,88
Kohle, Andere	16	1,17
Öl, Gas	322	23,45
Öl, Andere	60	4,37
Gas, Andere	20	1,46
Kohle, Öl, Gas	76	5,54
Kohle, Öl, Andere	26	1,89
Kohle, Gas, Andere	32	2,33
Öl, Gas, Andere	41	2,99
Kohle, Öl, Gas, Andere	81	5,90
Insgesamt	1 373	100,00

Eigene Berechnungen nach Angaben in E-GRID.

RWI ESSEN

Neben dem qualitativen Einsatz der Erzeugungstechniken steht der quantitative Energiemix im Zentrum des Interesses (Tabelle 24). Die Outputanteile scheinen gleichmäßig über die verschiedenen Brennstoffe verteilt zu sein. In Tabelle 25 werden die Erzeugungsanteile allerdings bedingt auf den Einsatz der jeweiligen Technik betrachtet. Dabei relativiert sich dieser Eindruck stark. Auf der einen Seite steht Öl, das sehr oft eingesetzt wird, dessen Einsatzintensität jedoch im Durchschnitt gering ist. Auf der anderen Seite steht Kohle, die zwar von vergleichsweise wenigen Erzeugern verwendet wird, von diesen aber mit großer Intensität. Während Kohle offenbar häufig als Primärbrennstoff eingesetzt wird, scheint Öl meist als zusätzlicher Brennstoff zu dienen. Gas und „Andere“ weisen ein in dieser Hinsicht weniger charakteristisches Verwendungsmuster auf.

3.3 Erklärende Variablen

Obwohl E-GRID umfassende Informationen zu umweltrelevanten Aspekten der Stromerzeugung bereitstellt, sind unternehmensspezifische Angaben, die nicht in direktem Zusammenhang zu physischen Outputs – d.h. Elektrizität und Emissionen – stehen, rar. Damit stehen nur sehr wenige exogene Variablen zur Verfügung, mit denen die Investitionsentscheidungen in der Vergangenheit erklärt werden können. Insbesondere konnten aus den Daten keine Maße für die unternehmensspezifische Regulierungsintensität abgeleitet wer-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 24

Outputanteile nach Brennstoffen
Anteil in %

Variable	Mittelwert	Standardabweichung	Fälle
S_{kohle}	24,287	39,795	1 373
$S_{öl}$	23,977	37,924	1 373
S_{gas}	26,741	38,447	1 373
S_{andere}	24,995	40,443	1 373

Eigene Berechnungen nach Angaben in E-GRID.

Tabelle 25

Outputanteile nach Brennstoffen, bedingt auf deren Einsatz
Anteil in %

Variable	Mittelwert	Standardabweichung	Minimal	Maximal	Zahl der Fälle
$s_{kohle} \mid \tilde{y}_{kohle=1}$	81,931	24,846	0,241	100	407
$s_{öl} \mid \tilde{y}_{öl} = 1$	37,191	41,717	0,103	100	885
$s_{gas} \mid \tilde{y}_{gas} = 1$	50,780	39,831	0,102	100	723
$s_{andere} \mid \tilde{y}_{andere} = 1$	68,774	38,592	0,135	100	499

Eigene Berechnungen nach Angaben in E-GRID.

den. Somit geht diese für die Energieträgerwahl vermutlich wichtige Variable nur über die Störterme in das Modell ein. Die Vektoren w_{li} und z_{li} bestehen daher in erster Linie aus Brennstoffpreisen der Vergangenheit. Im Einzelnen wurden die Preise von Kohle, Öl, Gas und Kernbrennstoff berücksichtigt. Als zusätzlicher Regressor wurde ein Dummy für „Nicht-EVU“ aufgenommen.

Die verwendeten Preisdaten sind allerdings mit Problemen behaftet. Erstens waren keine langen Reihen unternehmensspezifischer Brennstoffpreise verfügbar. Als Substitute dienten daher auf Ebene der Bundesstaaten aggregierte Preise. Deflationiert wurden die Primärenergiepreise mit dem Outputpreis. Die Brennstoffpreise werden somit in Elektrizitätseinheiten gemessen. Zweitens sollten, da Investitionen im Elektrizitätssektor auf sehr langfristigen Entscheidungen beruhen, weit zurück in die Vergangenheit reichende Preisreihen aufgenommen werden. Mit dem „State Energy Price and Expenditure Report“ stehen Preisreihen zur Verfügung, die bis 1970 zurückreichen. Es wurde daher eine Zeitspanne von 26 Jahren – 1970 bis 1995 – betrachtet (Schaubild 6). Dies erscheint als eine akzeptable Obergrenze für den Planungshorizont der Unternehmen.

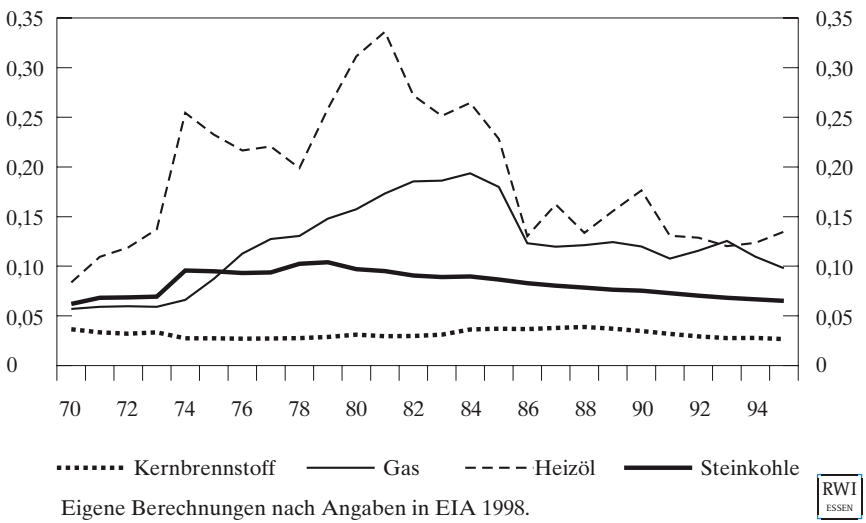
Allerdings erscheint es nicht als sinnvolle Modellierungsstrategie, alle Preise einzeln als erklärende Variablen in Regressionen aufzunehmen, da dadurch die Anzahl der zu schätzenden Koeffizienten sehr stark ansteigen würde. Um

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 6

Brennstoffpreise in den USA

1970 bis 1995; Energietauschverhältnis des jeweiligen Energieträgers zu Strom



Eigene Berechnungen nach Angaben in EIA 1998.

RWI ESSEN

dem Modell mehr Struktur aufzuerlegen, wurden daher aus den Preisreihen geometrisch gewichtete Summen gebildet und anstelle der Einzelpreise als Regressoren verwendet. Die Gewichtungsfaktoren wurden dabei unter der Restriktion gleicher Gewichte für die verschiedenen Brennstoffe aus den Daten geschätzt. Allerdings wurden unterschiedliche Gewichtungsfaktoren für das stetige und das diskrete Modell zugelassen.

Auch über ihre Verfügbarkeit hinaus erweisen sich Faktorpreise als problematische Regressoren. Solange Brennstoffmärkte nicht perfekt sind, können auch die Brennstoffpreise nicht notwendigerweise als exogen angesehen werden. Die vergleichsweise kleine Anzahl vom Marktteilnehmern, insbesondere im Fall von Kohle, und die drastischen Preisunterschiede, die in den Daten beobachtet werden konnten, sprechen für erhebliche Marktunvollkommenheiten. Außerdem sind unternehmensspezifische Brennstoffpreise der Jahre 1996 und 1997 nur für die in den EIA-Statistiken berücksichtigten Unternehmen bekannt. Da dort allerdings fast ausschließlich Eleketrizitätsverorger und in erster Linie große berücksichtigt werden, handelt es sich dabei mit Sicherheit nicht um eine zufällig aus E-GRID gezogene Teilstichprobe. Schließlich sind Brennstoffpreise nur für die Unternehmen aufgeführt, die den entsprechenden Brennstoff auch tatsächlich eingesetzt haben.

Vor diesem Hintergrund muss davon ausgegangen werden, dass die Preisdaten aus mehreren Gründen mit Endogenitätsproblemen behaftet sind. Um

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

diesen zu begegnen, wurde ein *Two-Stage Least Squares*-Verfahren zur Schätzung des Modells verwendet. Die Energiepreise wurden also instrumentiert, wobei regionale Dummies, demographische Kenngrößen der jeweiligen Bundesstaaten und der „Nicht-EVU-Indikator" als Instrumente dienten. Die Instrumentengleichungen wurden, da Preisdaten nur für einen Teil der Unternehmen vorlagen, wiederum mit dem klassischen zweistufigen Heckman-Verfahren geschätzt. Für die regionalen Dummies wurden in den Selektions- und den Preisgleichungen unterschiedliche Aggregationsniveaus gewählt. Die Schätzungen erfolgten nach Jahren getrennt, um einen Verlust von Preisvariation über die Zeit zu vermeiden.

4. Schätzergebnisse

4.1 Das diskrete Modell

Während das simultane Probit-Modell selbst hochgradig nicht-linear ist, sind die Indexfunktionen linear in den Parametern, abgesehen von dem in Abschnitt 3 eingeführten geometrischen Gewichtungsfaktor. Um das numerische Optimierungsproblem auf ein handhabbares Maß zu reduzieren, wurde der Gewichtungsparameter separat mit Hilfe eines *grid search*-Verfahrens geschätzt. Um extrem lange Rechenzeiten zu vermeiden, wurde diese „Gittersuche" nicht für das simultane, sondern für vier unabhängige Probit-Modelle durchgeführt. Dieses Vorgehen lieferte einen Wert von 0,92 für den geometrischen Gewichtungsparameter[14]. Dieser hohe Wert spricht für eine starke Abhängigkeit des aktuellen qualitativen Energiemix von der Vergangenheit.

Die Schätzungen der Koeffizienten sind in Tabelle 26 dargestellt. Die tief gestellten Indizes der Probit-Koeffizienten δ beziehen sich auf die jeweilige Gleichung, die hoch gestellten auf den jeweiligen Regressor. Den Parametern wurden keine theoretisch begründeten Restriktionen, wie beispielsweise solche zur Sicherstellung von Homogenität, auferlegt.

Die absoluten Werte der Schätzungen sind – wie für Probit-Modelle üblich –, nicht ohne Weiteres zu interpretieren. Es können aber qualitative Aussagen aus den Schätzergebnissen abgeleitet werden. Alle Eigenpreiseffekte sind, wie theoretisch vorhergesagt, negativ und mit Ausnahme von Öl signifikant. Unter den Kreuzpreiseffekten sind sowohl $\delta_k^{nuklear}$ als auch δ_a^{kohle} signifikant größer Null, so dass Kohle und Kernenergie – enthalten in „Andere" – in Hinblick auf den qualitativen Energieeinsatz als Substitute interpretiert werden können. Erstaunlicherweise gilt für Gas und Öl das Gegenteil, da die Koeffizienten $\delta_{\ddot{o}}^{gas}$ und $\delta_g^{\ddot{o}l}$ beide signifikant negativ sind, was dafür spricht, beide Energieträger als Komplemente zu betrachten. Die übrigen Kreuzpreiseffekte vermitteln ein weniger klares Bild, da die einzelnen Koeffizienten entweder

[14] Die Koeffizienten wurden darauf bedingt mit „Simulated *ML*" geschätzt (Abschnitt 2.1).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 26

Geschätzte Koeffizienten des simultanen Probit-Modells

Parameter	Schätzung	Standardfehler	Parameter	Schätzung	Standardfehler
Indexfunktion für $\tilde{y}_{kohle}$			Indexfunktion für $\tilde{y}_{öl}$		
δ_k^{konst}	–1,1007*	0,3857	$\delta_ö^{konst}$	2,1842*	0,3522
$\delta_k^{nichtevu}$	–0,4492	0,2867	$\delta_ö^{nichtevu}$	–0,7472*	0,2827
δ_k^{kohle}	–1,3464*	0,2699	$\delta_ö^{kohle}$	–0,0539	0,2647
$\delta_k^{öl}$	–0,3739*	0,1110	$\delta_ö^{öl}$	–0,1577	0,1159
δ_k^{gas}	0,5974*	0,1784	$\delta_ö^{gas}$	–1,0097*	0,1767
$\delta_k^{nuklear}$	5,4674	0,9547	$\delta_ö^{nuklear}$	–0,5315	0,8832
Indexfunktion für $\tilde{y}_{gas}$			Indexfunktion für $\tilde{y}_{andere}$		
δ_g^{konst}	3,4609*	0,3408	δ_a^{konst}	–3,9428*	0,3899
$\delta_g^{nichtevu}$	0,7400*	0,2453	$\delta_a^{nichtevu}$	–0,3356	0,2281
δ_g^{kohle}	–0,9155*	0,2487	δ_a^{kohle}	2,2074*	0,2492
$\delta_g^{öl}$	–0,8481*	0,1157	$\delta_a^{öl}$	0,4953*	0,1032
δ_g^{gas}	–0,7981*	0,1834	δ_a^{gas}	1,6636*	0,1665
$\delta_g^{nuklear}$	–0,2243	0,9048	$\delta_a^{nuklear}$	–3,9778*	0,9587

Eigene Berechnungen. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit.

RWI ESSEN

Tabelle 27

Geschätzte Korrelationen der Störterme im simultanen Probit-Modell

	$\text{cov}(v_{kohle},\bullet)$	$\text{cov}(v_{öl},\bullet)$	$\text{cov}(v_{gas},\bullet)$	$\text{cov}(v_{andere},\bullet)$
v_{kohle}	1			
$v_{öl}$	–0,0925 (0,0547)	1		
v_{gas}	0,2572* (0,0492)	0,2399* (0,0484)		
v_{andere}	0,0772 (0,0554)	–0,5341* (0,0442)	–0,3280* (0,0463)	1

Eigene Berechnungen. – Standardfehler in Klammern. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. Standardfehler in Klammern.

RWI ESSEN

insignifikant sind oder aber wechselseitig unterschiedliche Vorzeichen aufweisen. Die Koeffizienten weichen nicht stark von den Ergebnissen ab, die in unabhängigen Probit-Schätzungen erzielt wurden. Trotzdem weisen *LR*-Tests unabhängige Probit-Modelle zu beinahe jedem Signifikanzniveau zurück. Die geschätzte Korrelationsmatrix der Störterme ist in Tabelle 27 dargestellt.

4.2 Das stetige Anteilsmodell

In Abschnitt 2.2 wurde gezeigt, wie die Anteilsgleichungen in die in den Parametern lineare Formen (17) und (21) gebracht werden konnten. Durch die geometrische Gewichtung wurde allerdings erneut eine Nicht-Linearität in das Modell eingeführt. Um die Schätzung zu vereinfachen, wurde ein dem diskreten Modell ähnliches Vorgehen gewählt, d.h., der Gewichtungsfaktor wur-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

de durch einen *grid search* geschätzt[15]. Der so geschätzte Wert des Gewichtungsfaktors beträgt 0.66 und liegt damit deutlich unter dem des korrespondierenden Parameters aus dem diskreten Modell. Dieses Ergebnis vermittelt den Eindruck, dass die stetige Investitionsentscheidung in deutlich geringerem Maße durch die Vergangenheit bestimmt ist als ihr diskretes Gegenüber, das quantitative Energieeinsatzmuster also weniger persistent ist als das qualitative.

Obwohl die geschätzten Preisgewichtungsfaktoren zwischen den beiden Modellteilen erheblich differieren, löst dies nicht das bekannte Identifikationsproblem[16] zweistufiger Modelle des „Heckman-Typs". Durch die unterschiedlichen Gewichtungsfaktoren sind die gewichteten Summen historischer Brennstoffpreise, die in die Vektoren w_{li} und z_{li} eingehen, zwar nicht perfekt korreliert. Trotzdem sind die Selektionskorrekturterme recht gut durch eine lineare Funktion der übrigen Regressoren z_{li} erklärt. Um das daraus resultierende Kollinearitätsproblem zu vermeiden, wurde der „Nicht-EVU-Indikator" aus den Anteilsgleichungen gestrichen. Schätzungen der Modellparameter, nicht der primär geschätzten Regressionskoeffizienten aus (17) und (21), sind in Tabelle 28 dargestellt. Wie in Tabelle 26 bezeichnen tief gestellte Indizes der Parameter γ eine Gleichung, während sich die hoch gestellten auf den jeweiligen Regressor beziehen.

Wie in Abschnitt 2.2 diskutiert, sind nicht alle Parameter des theoretischen Modells identifiziert. Daher wurden in den meisten Fällen Differenzen von Parametern geschätzt. Diese Differenzen können in folgender Weise interpretiert werden: Der Schätzwert von $\gamma_k^{öl} - \gamma_ö^{öl}$ sagt beispielsweise aus, dass ein Anstieg des Ölpreises um 0,01 Einheiten Investitionen induziert, die die Produktivität des Kohleeinsatzes relativ zur der der Verbrennung von Öl um 3,0444 % erhöhen. Allerdings muss die Skalierung der Preisdaten berücksichtigt werden, da absolute Preisänderungen nur von begrenztem Interesse sind. Tatsächlich steht diesem vermeintlich großen absoluten Preiseffekt eine korrespondierende Elastizität von lediglich 0,1786 gegenüber[17]. In analoger Weise messen die Koeffizienten γ_a die prozentuale Veränderung der Outputrela-

15 Eine Korrektur der – durch *Bootstrapping* bestimmten – Standardfehler der anderen Koeffizienten im Sinne von Murphy/Topel (1985) wurde allerdings nicht vorgenommen.

16 Werden im klassischen zweistufigen Heckman-Modell alle erklärenden Variablen w_i der Selektionsgleichung (bzw. mit ihnen hochgradig korrelierte Größen) auch in der primär interessierenden linearen Gleichung als Regressoren verwendet, sind deren Koeffizienten häufig nur sehr schlecht identifiziert. Dies liegt daran, dass der Heckman-Korrekturterm $\phi(\delta' w_i) / \Phi(\delta' w_i)$ in der oft relevanten Umgebung von $\delta' w_i = 0$ in $\delta' w_i$ annähernd linear ist und daher durch eine Linearkombination der Regressoren w_i fast perfekt abgebildet werden kann. Dies hat eine Kollinearitätsproblem zur Folge.

17 Es wurden aggregierte US-Preise für das Jahr 1995 betrachtet: p_{kohle} = 0,065, $p_{öl}$ = 0,135, p_{gas} = 0,098 und $p_{nuklear}$ = 0,027, jeweils gemessen in MWh Strom pro MWh Energiegehalt des Brennstoffs.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 28

Geschätzte Parameter des stetigen Modells

Parameter	Schätzung	Standardfehler	Parameter	Schätzung	Standardfehler
$\gamma_k^{konst} - \gamma_{\ddot{o}}^{konst}$	2,0207*	0,7879	$\gamma_k^{konst} - \gamma_g^{konst}$	1,5701	0,8063
$\gamma_k^{kohle} - \gamma_{\ddot{o}}^{kohle}$	–1,0578	2,3236	$\gamma_k^{kohle} - \gamma_g^{kohle}$	–5,8373	3,2378
$\gamma_k^{\ddot{o}l} - \gamma_{\ddot{o}}^{\ddot{o}l}$	3,0444*	1,1836	$\gamma_k^{\ddot{o}l} - \gamma_g^{\ddot{o}l}$	1,1830	1,1529
$\gamma_k^{gas} - \gamma_{\ddot{o}}^{gas}$	–3,2867	1,7864	$\gamma_k^{gas} - \gamma_g^{gas}$	–1,0929	2,2519
$\gamma_k^{nuklear} - \gamma_{\ddot{o}}^{nuklear}$	–8,6357	5,8676	$\gamma_k^{nuklear} - \gamma_g^{nuklear}$	–12,2672*	5,5233
γ_a^{konst}	6,8288	4,7319	$\sigma_{\varepsilon_k v_k} - \sigma_{\varepsilon_a v_k}$	–0,7693*	0,3733
γ_a^{kohle}	–34,4313*	15,2799	$\sigma_{\varepsilon_k v_{\ddot{o}}} - \sigma_{\varepsilon_a v_{\ddot{o}}}$	0,1781	0,3857
$\gamma_a^{\ddot{o}l}$	11,4917*	5,0967	$\sigma_{\varepsilon_k v_k} - \sigma_{\varepsilon_g v_k}$	–0,5796	0,3058
γ_a^{gas}	–7,3739	18,2514	$\sigma_{\varepsilon_k v_g} - \sigma_{\varepsilon_g v_g}$	0,8866*	0,3797
γ_a^{nuk}	–62,2899	41,7274	$\sigma_{\varepsilon_a v_{\ddot{o}}} - \sigma_{\varepsilon_g v_{\ddot{o}}}$	0,1940	0,3660
			$\sigma_{\varepsilon_g v_{\ddot{o}}} - \sigma_{\varepsilon_g v_g}$	1,0283	0,3595
β	0,6497*	0,0509	$\sigma_{\varepsilon_a v_a}$	2,9691*	1,0968

Eigene Berechnungen. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit.

RWI ESSEN

tion von „Andere Energieträger" zu den übrigen Erzeugungstechniken, die durch eine Preisveränderung um 0,01 Einheiten ausgelöst wird. So ist zum Beispiel die Schätzung von $\gamma_a^{\ddot{o}l}$ so zu interpretieren, dass eine Ölpreiserhöhung von 0,01 eine Veränderung dieses Verhältnisses um 11,4917 % bewirken würde. Auch in diesem Zusammenhang liefert die Betrachtung relativer Preisänderungen bei weitem sinnvollere Sensitivitätsmaße. Im speziellen Fall beträgt die entsprechende Elastizität 0,1328.

Zusammenfassend lässt sich über die Schätzergebnisse folgendes aussagen: Nur wenige Parameter(-differenzen) weichen signifikant von Null ab. Allerdings sind, abgesehen von Gas und Kernbrennstoff, die Parameter, die den Gesamteinfluss eines speziellen Brennstoffpreises in der Vergangenheit auffangen, gemeinsam signifikant. Außerdem haben alle Koeffizienten historischer Brennstoffpreise mit Ausnahme von $\gamma_k^{gas} - \gamma_g^{gas}$ das erwartete Vorzeichen, vorausgesetzt ein solches kann aus theoretischen Überlegungen abgeleitet werden.

Der Parameter β ist hochgradig signifikant und nimmt mit 0,6497 einen Wert deutlich kleiner Eins an, was als starkes Indiz gegen eine lineare Produktionstechnologie gewertet werden muss[18]. Folglich nimmt auch die geschätzte kurzfristige Substitutionselastizität der Primärenergieinputs mit 2,8544 einen vergleichsweise moderaten Wert an. Schließlich sind zwar nicht alle Parameter $\sigma_{\varepsilon_l v_l} - \sigma_{\varepsilon_m v_l}$ individuell signifikant, trotzdem erscheint die aufwendige Selek-

[18] Ein formaler Test der Nullhypothese $\beta = 1$ ist ohne weiteres nicht möglich, da dies einem Test der Hypothese $\beta / (\beta - 1) = -\infty$ gleichkäme. Allerdings überdeckt ein 0,95 Konfidenzintervall um $\beta / \beta - 1$ korrespondierende Werte von β zwischen 0,5264 und 0,7220. Damit werden Werte, die auch nur entfernt in der Nähe von Eins liegen, zurückgewiesen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 29

Kurzfristige durchschnittliche Preiseffekte auf die Outputanteile betroffener Unternehmen
gemessen als Semielastizitäten in %-Punkten

	$\frac{\partial S_{kohle}}{\bullet}$	$\frac{\partial S_{öl}}{\bullet}$	$\frac{\partial S_{gas}}{\bullet}$
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{kohle})}$	–0,0897* (0,0183)		
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{öl})}$	0,0327* (0,0067)	–0,1320* (0,0270)	
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{gas})}$	0,1080* (0,0221)	0,1543* (0,0315)	–0,1655* (0,0338)

Eigene Berechnungen. – Standardfehler in Klammern. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. RWI ESSEN

tionskorrektur gerechtfertigt, da das nicht korrigierte Modell durch einen Wald-Test[19] klar verworfen wird.

4.3 Kurzfristige Semielastizitäten

Die bislang vorgestellten Parameterschätzungen sind nur von mittelbarem Interesse für das eigentliche Ziel dieser Untersuchung, sollte doch in erster Linie die Preissensitivität des Energiemix untersucht werden. Aus (7) wird deutlich, dass die kurzfristigen Effekte, die die Preissensitivität messen, in engem Zusammenhang mit dem Parameter β stehen. Außerdem zeigt (7), dass die Preissensitivitäten unternehmensspezifisch sind, was die Frage aufwirft, welche Sensitivitätsmaße vorgestellt werden sollen.

In der Literatur werden zwar meist für den Mittelwert der Regressoren berechnete Maße angeboten, sie erscheinen aber in den wenigsten Fällen adäquat. Stattdessen werden in dieser Untersuchung Stichprobendurchschnitte von Preiseffekten vorgestellt. Zwei Varianten werden unterschieden: zum einen durchschnittliche Effekte tatsächlich betroffener Unternehmen (Tabelle 29), die dann geeignet sind, wenn sich dass Interesse auf einzelne Unternehmen richtet; zum anderen mit der Erzeugung gewichtete Durchschnitte für die Gesamtstichprobe (Tabelle 30), die dann geeignet erscheinen, wenn die aggregierte Sensitivität des Sektors untersucht werden soll.

Wie in bereits in Abschnitt 1.2 hervorgehoben, werden Semielastizitäten, nicht marginale Effekte, berechnet. Diese messen die absolute Veränderung des Outputanteils, die auf eine einprozentige Preisveränderung zurückzuführen ist. Beide Varianten dieser Sensitivitätsmaße zeigen schwache Effekte, wobei insbesondere diejenigen, die die aggregierte Sensitivität des Sektors

19 Der P-Wert für den verbundenen Test, dass alle sieben modellübergreifenden Korrelationsparameter $\sigma_{\varepsilon_i \nu_m}$ den Wert Null annehmen, beträgt 0,0316.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 30

Kurzfristige durchschnittliche Output-gewichtete Preiseffekte auf die Outputanteile aller betrachteten Unternehmen
gemessen als Semielastizitäten in %-Punkten

	$\frac{\partial S_{kohle}}{\partial \ln(p_{kohle})}$	$\frac{\partial S_{öl}}{\partial \ln(p_{öl})}$	$\frac{\partial S_{gas}}{\partial \ln(p_{gas})}$
$\frac{\partial \ln(p_{kohle})}{\partial \ln(p_{kohle})}$	–0,0685* (0,0140)		
$\frac{\partial \ln(p_{öl})}{\partial \ln(p_{öl})}$	0,0190* (0,0022)	–0,0234* (0,0048)	
$\frac{\partial \ln(p_{gas})}{\partial \ln(p_{gas})}$	0,0574* (0,0117)	0,0125* (0,0026)	–0,0699* (0,0142)

Eigene Berechnungen. – Standardfehler in Klammern. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. RWI ESSEN

messen (Tabelle 30), ungeachtet ihrer statistischen Signifikanz beinahe den Wert Null annehmen. Aus diesen Ergebnissen kann gefolgert werden, dass kurzfristig, d.h. ohne Anpassung der Kapazitäten, der Brennstoffmix des Elektrizitätserzeugungssektors nicht in nennenswerter Weise auf Preisveränderungen reagieren wird. Für umweltpolitische Maßnahmen bedeutet dies, dass eine ökologisch orientierte Besteuerung von Primärenergieträgern nicht unmittelbar substantielle CO_2-Reduktionen über einen veränderten Energiemix bewirken wird. Eine entsprechende Steuerpolitik stellt damit kein geeignetes Mittel zur Erreichung kurzfristiger Emissionsminderungsziele dar.

4.4 Langfristige Semielastizitäten

Vor dem Hintergrund schwach ausgeprägter kurzfristiger Preiseffekte und der damit verbundenen, ernüchternden Bewertung von Umweltsteuern als kurzfristigem Politikinstrument erhalten die langfristigen Effekte besondere Bedeutung. „Langfristig“ ist als „nach Anpassung aller Investitionsentscheidungen an eine anhaltende Preisveränderung“ zu interpretieren. Da das Modell die Persistenz einer Wirkung eines Preisschocks auf maximal 26 Jahre begrenzt, wird diese spezielle Zeitspanne als „langfristig“ interpretiert. Wie in (16) gezeigt, können Schätzungen dieser langfristigen Effekte aus den Schätzergebnissen abgeleitet werden. Sie sind als diejenigen Effekte auf die „gefitteten“ Werte berechnet, die aufgetreten wären, hätte der jeweils betrachtete Preis seit 1970 um 1 % höher gelegen.

Allerdings ist die Berechnung der langfristigen Effekte recht kompliziert. Sie erfordert u.a. numerisches Differenzieren multivariater normaler Wahrscheinlichkeiten, das die Anwendung von Simulationsverfahren nötig macht. Leider führen diese numerischen Probleme zu Ungenauigkeiten in den Ergebnissen. Um nicht den Eindruck ungerechtfertigt hoher Präzision zu erwe-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 31

Langfristige durchschnittliche, ungewichtete Preiseffekte auf die Outputanteile
gemessen als Semielastizitäten in %-Punkten

	$\frac{\partial E_{kohle}}{\bullet}$	$\frac{\partial E_{öl}}{\bullet}$	$\frac{\partial E_{gas}}{\bullet}$	$\frac{\partial E(S_{andere})}{\bullet}$
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{kohle})}$	–0,5288	0,1107	0,0487	0,3695
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{öl})}$	–0,4794	0,1249	–0,2548	0,6093
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{gas})}$	–0,0940	–0,0678	–0,5135	0,6754
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{nuklear})}$	0,4577	0,0070	–0,0373	–0,4274

Eigene Berechnungen. RWI ESSEN

cken und den enormen numerischen Aufwand zu vermeiden, den die Schätzung – vermutlich wenig präziser – Varianzen erfordern würde, verzichtet die Untersuchung auf die Angabe von Standardfehlern für die langfristigen Sensitivitätsmaße. Wie im kurzfristigen Fall werden sowohl ungewichtete (Tabelle 31) als auch gewichtete Ergebnisse (Tabelle 32) vorgestellt. Eine Beschränkung der Analyse auf betroffene Unternehmen ist dagegen nicht sinnvoll, da langfristig alle Unternehmen betroffen sind. Offensichtlich nehmen die langfristigen Semielastizitäten bei weitem höhere Werte an als die kurzfristigen. Größenordnungsmäßig sind die gewichteten Eigenpreiseffekte um das Fünffache größer als im kurzfristigen Fall und zeigen damit merkliche Reaktionen des Verhaltens der Unternehmen auf Preisänderungen an. Allerdings kommt es zu einer überraschenden Ausnahme: Der langfristige Eigenpreiseffekt von Öl hat das „falsche“ Vorzeichen. Er weicht jedoch kaum von Null ab, und würde, stünden Standardfehler zu Verfügung, vermutlich als insignifikant betrachtet werden. Eine mögliche Erklärung könnte darin bestehen, dass der Ölpreis während des betrachteten Zeitraums sehr starken Schwankungen unterlag. Die Elektrizitätserzeugungsunternehmen könnten daher besonders zurückhaltend gewesen sein, mit einem veränderten Investitionsverhalten auf Preissignale von den Erdölmärkten zu reagieren.

Um schließlich zu einer allgemeinen Einschätzung zu gelangen, ist festzuhalten, dass die langfristigen Preissensitivitäten, obwohl deutlich größer als die kurzfristigen, absolut betrachtet nicht groß erscheinen. Die Eigenpreiseffekte liegen bei etwa einem halben Prozentpunkt. Selbst wenn diese Effekte deutlich unterschätzt worden sein sollten und die wahren Werte beispielsweise um das Vierfache höher lägen, könnten diese nicht als besonders ausgeprägter Effekt einer dauerhaften Preisänderung betrachtet werden, insbesondere wenn man berücksichtigt, dass ein Jahrzehnte andauernder Anpassungszeitraum

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 32

Langfristige durchschnittliche Ouput-gewichtete Preiseffekte auf die Outputanteile
gemessen als Semielastizitäten in %-Punkten

	$\frac{\partial E_{kohle}}{\bullet}$	$\frac{\partial E_{öl}}{\bullet}$	$\frac{\partial E_{gas}}{\bullet}$	$\frac{\partial E(S_{andere})}{\bullet}$
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{kohle})}$	–0,5372	0,1190	0,0652	0,3530
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{öl})}$	–0,4836	0,0992	–0,2357	0,6201
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{gas})}$	–0,0934	–0,1206	–0,4984	0,7124
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{nuklear})}$	0,4899	0,0070	–0,0275	–0,4695

Eigene Berechnungen. RWI ESSEN

betrachtet wurde. Obwohl also Preiseffekte gefunden werden konnten, erscheinen die potenziellen Effekte einer ökologisch orientierten Brennstoffbesteuerung selbst langfristig eher moderat – zumindest solange die gewählten Steuersätze nicht extreme Ausmaße annehmen.

4.5 Analyse von CO_2-Effekten

Aufgrund der Datenverfügbarkeit wurden das Modell und alle Ergebnisse bis zu diesem Punkt in Outputs, nicht Inputs formuliert. Aus umweltökonomischer Perspektive sind jedoch nicht die Elektrizitätsoutputs, sondern die Primärenergieinputs von zentraler Bedeutung, da deren Kohlenstoffanteil unmittelbar die Menge des emittierten CO_2 bestimmt. Allerdings können keine Schätzungen absoluter Inputmengen $\hat{x}_{li}$ aus dem Modell abgeleitet werden, da die α_{li} nicht einzeln identifiziert sind. Trotzdem ist es möglich, inputorientierte Ergebnisse für die CO_2 emittierenden Techniken abzuleiten. Ansatzpunkte dazu sind (5) und (6), aus denen eine enge Beziehung zwischen optimierten Outputanteilen und optimierten Inputmengen folgt

$$\frac{x_{li}}{x_{mi}} = \frac{s_{li}}{s_{mi}} \frac{p_{mi}}{p_{li}} \qquad l, m = 1, \ldots, k. \tag{23}$$

In Analogie zu den Outputanteilen werden Inputanteile s_{li}^{inp} als der Anteil eines Brennstoffs am gesamten fossilen Primärenergieinput definiert und ihre optimierten Werte aus (23) abgeleitet (Anhang Abschnitt 3.1):

$$s_{li}^{inp} = \left(\sum_{m=1}^{k} \frac{s_{mi}}{s_{li}} \frac{p_{li}}{p_{mi}} \right)^{-1} \qquad l, m = 1, \ldots, k. \tag{24}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 33

Kurzfristige durchschnittliche Preiseffekte auf Inputanteile und Kohlenstoffgehalt betroffener Unternehmen

ausgedrückt als Semielastizität bzw. Elastizitäten gemssen in %-Punkten bzw. %

	∂s^{inp}_{kohle} •	$\partial s^{inp}_{öl}$ •	∂s^{inp}_{gas} •	$\partial \ln(kohlenstoff)$ •
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{kohle})}$	–0,1081* (0,0157)			–0,0383* (0,0057)
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{öl})}$	0,0341* (0,0050)	–0,1887* (0,0274)		–0,0401* (0,0058)
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{gas})}$	0,1357* (0,0197)	0,2266* (0,0329)	–0,2340* (0,0340)	0,0643* (0,0094)

Eigene Berechnungen. – Standardfehler in Klammern. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. RWI ESSEN

Preiseffekte auf die s^{inp}_{li} können aus den Schätzergebnissen berechnet werden, was wiederum die Schätzung von Preissensitivitäten des durchschnittlichen Kohlenstoffgehalts der Brennstoffe und der korrespondierenden CO_2-Emissionen erlaubt. Zur Bestimmung dieser Schätzungen müssen die Effekte auf die Inputanteile lediglich mit den Kohlenstoffemissionsfaktoren (Tabelle 1) gewichtet werden.

Im Weiteren werden in Tabelle 33, 34 und 35 Sensitivitätsmaße vorgestellt, die denen bezüglich der Outputanteile entsprechen. Allerdings wurden keine gewichteten Effekte berechnet, da die benötigte Gewichtungsvariable „gesamter Primärenergieinput“ nicht in den Daten enthalten ist. Wie oben vorgeschlagen, sind nicht nur Preiseffekte bezüglich der Inputanteile, sondern auch solche bezüglich des durchschnittlichen Kohlenstoffgehalts der eingesetzten fossilen Brennstoffe dargestellt, wobei letztere in Form von Elastizitäten, nicht Semielastizitäten ausgedrückt sind (jeweils letzte Spalte). Es überrascht kaum, dass die Ergebnisse in qualitativer Hinsicht den für die Inputanteile berechneten folgen. Die kurzfristigen Effekte sind statistisch signifikant, aus ökonomischer Perspektive aber vernachlässigbar klein. Konzentriert man sich auf die Betrachtung der Kohlenstoffeffekte, sind alle kurzfristigen Elastizitäten deutlich kleiner als 0,1 (Tabelle 33). Werden auch nicht betroffene Unternehmen betrachtet, übersteigen die durchschnittlichen Elastizitäten selbst den Wert 0,04 nicht (Tabelle 34).

Die Schätzergebnisse stehen insoweit in Einklang mit theoretisch motivierten Erwartungen, dass die Besteuerung von kohlenstoffreichen Energieträgern den durchschnittlichen Kohlenstoffgehalt der eingesetzten fossilen Energieträger senkt, die Besteuerung kohlenstoffarmer Energieträgers ihren Kohlenstoffgehalt dagegen erhöht. Trotzdem scheint Inputbesteuerung kein ef-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 34

Kurzfristige durchschnittliche Preiseffekte auf Inputanteile und Kohlenstoffgehalt aller betrachteten Unternehmen

ausgedrückt als Semi- bzw. Elastzitäten gemessen in %-Punkten bzw. %

	∂s^{inp}_{kohle} •	$\partial s^{inp}_{öl}$ •	∂s^{inp}_{gas} •	$\partial \ln(kohlenstoff)$ •
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{kohle})}$	–0,0314* (0,0046)			–0,0139* (0,0020)
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{öl})}$	0,0061* (0,0009)	–0,0919* (0,0134)		–0,0224* (0,0033)
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{gas})}$	0,0253* (0,0037)	0,0858* (0,0125)	–0,1111* (0,0162)	0,0364* (0,0053)

Eigene Berechnungen. – Standardfehler in Klammern. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit.

RWI ESSEN

Tabelle 35

Langfristige durchschnittliche Preiseffekte auf Inputanteile und Kohlenstoffgehalt aller betrachteten Unternehmen

ausgedrückt als Semi- bzw. Elastzitäten gemessen in %-Punkten bzw. %

	∂s^{inp}_{kohle} •	$\partial s^{inp}_{öl}$ •	∂s^{inp}_{gas} •	$\partial \ln(kohlenstoff)$ •
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{kohle})}$	–0,3364	0,2672	0,0692	–0,1263
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{öl})}$	–0,1676	0,3641	–0,1965	–0,0098
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{gas})}$	0,4037	0,1163	–0,5120	0,2492
$\frac{\bullet}{\partial \ln(p_{nuklear})}$	0,5571	–0,2248	–0,3323	0,2567

Eigene Berechnungen.

RWI ESSEN

fektives kurzfristiges Instrument zu sein, da sich die geschätzten Substitutionseffekte dafür als zu schwach erweisen.

Die langfristigen Preiseffekte auf den Kohlenstoffgehalt (Tabelle 35) zeigen ein vergleichbares Bild wie die auf die Inputanteile. Zwar sind Effekte zu erkennen, diese sind mit Elastizitäten von maximal 0,257 aber eher moderat. Selbst wenn die wahren Elastizitäten durch die dargestellten Werte deutlich unterschätzt sein sollten, müsste der durchschnittliche Kohlenstoffgehalt auch langfristig als preisunelastisch betrachtet werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

5. Zusammenfassung

Diese empirische Untersuchung US-amerikanischer Elektrizitätserzeuger diente der Schätzung von Preiseffekten auf den von den Unternehmen gewählten Energiemix. Tatsächlich wurden signifikante Preiseffekte in den Daten identifiziert. Da davon auszugehen ist, dass die Energieträgerwahl in den USA in weit geringerem Maße durch regulatorische Interventionen beeinflusst wurde als in Deutschland, kann gefolgert werden, dass sich auch in einem deregulierten deutschen Elektrizitätssektor durch entsprechend differenzierte Energiesteuern CO_2-senkende Effekte auf den Energiemix erzielen ließen.

Dieses rein qualitative Ergebnis wird jedoch durch die quantitativen Resultate stark relativiert. Zum einen sind die geschätzten kurzfristigen Effekte vernachlässigbar gering. Dies erscheint noch nicht als schwerwiegendes Problem, da eine schnelle Anpassung komplexer Energieversorgungssysteme an eine veränderte Steuerpolitik nicht erwartet werden kann und die Verhinderung anthropogen verursachter Klimaänderungen zudem eine langfristige Aufgabe darstellt. Allerdings erwiesen sich auch die langfristigen Effekte als eher schwach. In Vergleich zu den ambitionierten deutschen CO_2-Vermeidungszielen – eine Reduktionsverpflichtung von 21 % bis 2010 aus dem Kyoto-Protokoll und eine beispielsweise vom Umweltbundesamt (UBA 1997: 9) geforderte Reduktion von 80 % bis 2050 – erscheinen die Effekte in der Tat sehr gering. Vor diesem Hintergrund muss der Beitrag, den differenzierte Primärenergiesteuern im Elektrizitätssektor zur CO_2-Vermeidung leisten könnten, zurückhaltend bewertet werden, selbst wenn sich die Umweltpolitik zu drastischen steuerlichen Maßnahmen entschließen sollte. Dieses Ergebnis lässt sich auch in anderer Weise formulieren: Die geringe Sensitivität des Energiemix bezüglich Preisveränderungen spiegelt letztlich hohe Vermeidungskosten wider, die bei einer durch die Veränderung des Energiemix herbeigeführten CO_2-Reduktion anfallen. Die vermeintlich „angenehme“ Vermeidungsstrategie, „schmutzigen“ durch „sauberen“ Strom zu ersetzen, den Energieverbrauch aber nicht einzuschränken, wird sich vor dem Hintergrund der hier erzielten Ergebnisse vermutlich als teurer Weg zu geringeren Emissionen erweisen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Siebtes Kapitel

Methodischer Exkurs: Effizienz zweistufiger Schätzer für ein System zensierter Gleichungen[1]

Das im sechsten Kapitel analysierte Modell ist als „System scheinbar unverbundener Gleichungen" (*SURE*[2]) einem üblichen Faktornachfragesystem sehr ähnlich. Die Analyse solcher Systeme ist ein Standardproblem angewandter Ökonometrie. Allerdings ignorieren viele solcher Untersuchungen – im Gegensatz zu univariaten Modellen – Zensierungs- und Selektionsprobleme, obwohl dies zu inkonsistenten Schätzungen führen kann. Dabei ist es die Verknüpfung einer Selektionskorrektur mit der simultanen Schätzung des Gleichungssystems, die gleichungsübergreifende Korrelation und Heteroskedastizität berücksichtigt, die erhebliche Probleme bereitet. Die gleichzeitige Verwendung der gängigen und sehr einfach zu handhabenden *SURE*- und Heckman-Selektionskorrektur-Methoden (Heckman 1976; 1979) ist jedenfalls nicht ohne Weiteres möglich. Da sich das Modell aus dem sechsten Kapitel aber gerade durch Auftreten eines Stichprobenselektionsproblems in einem Mehrgleichungsmodell auszeichnet, soll dieses methodische Problem in diesem Kapitel nochmals vertieft werden.

Tatsächlich wurde auf die Möglichkeit, etablierte Selektionsmodelle auf den multivariaten Fall zu erweitern, schon früh hingewiesen (z.B. Heckman 1976: 475). Darüber hinaus wurde die Integration entsprechender Techniken in theoretisch-mikroökonomische Modellzusammenhänge (Wales, Woodland 1983; Lee, Pitt 1986) intensiv diskutiert[3]. Aus technischer Perspektive stellt die Schätzung solcher Modelle jedoch ein schwieriges Problem dar. So erfordert die simultane Berücksichtigung von gleichungsübergreifender Korrelation,

[1] Dieses Kapitel basiert auf Tauchmann 2002a.

[2] *S*eemingly *U*nrelated *R*egression *E*quations, vgl. Zellner (1963) zum SURE-Schätzer.

[3] Zur Literatur zu Multiplen Selektionskriterien (z.B. Poirier 1980), Simultanen Mehrgleichungsmodellen mit Selektivität (z.B. Lee et al. 1980) und Kombinationen beider Probleme (z.B. Amemiya 1974; Schmertmann 1994) bestehen dabei enge Parallelen. Das Problem endogen selektierter Muster in Mehrgleichungsmodellen scheint aber vergleichsweise selten betrachtet worden zu sein.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Heteroskedastizität und eines Stichprobenselektionsmechanismus im Rahmen des „Full Information Maximum Likelihood“ (FIML)-Ansatzes die Evaluation multipler Integrale. Grundsätzlich ist dies unter Einsatz von Simulationsverfahren (Simulated Maximum Likelihood) auch möglich. Der dazu nötige Rechenaufwand ist allerdings enorm und die Verwendung dieses Verfahrens für große Probleme häufig nicht praktikabel.

Zweistufige Methoden stellen sich dagegen als numerisch sehr viel einfacher zu handhabende Alternativen dar. Ein entsprechender Weg wurde auch im sechsten Kapitel beschritten. Die Selektionskomponente des Modells – dort explizit ökonomisch als diskrete Technikwahl interpretiert – wurde getrennt vom linearen Gleichungssystem geschätzt. Die Verknüpfung der beiden Modelle erfolgte nur über Korrekturterme, die in die linearen Regressionsgleichungen aufgenommen wurden. Damit folgt der Ansatz exakt dem Vorgehen des univariaten Heckman-Modells und ermöglicht eine konsistente Schätzung der Modellkoeffizienten. Eine weitere zentrale Vereinfachung lag jedoch darin, dass die Varianz-Kovarianzstruktur der Störterme des linearen Gleichungssystems in der Schätzung nicht berücksichtigt wurde[4]. Dies mag insofern irritierend erscheinen, als das Hauptanliegen des klassischen SURE-Modells gerade darin liegt, die in der Kovarianzstruktur enthaltene Information zu nutzen und so die Effizienz der Schätzung zu verbessern.

Tatsächlich wurden – teilweise in erst kürzlich erschienenen Papieren – einfach zu handhabende zweistufige Methoden vorgeschlagen, die sowohl das Stichprobenselektionsproblem lösen als auch eine Korrektur für die Kovarianzstruktur der Störterme vornehmen (Heien, Wessels 1990; Shonkwiler, Yen 1999). Außerdem wurde bereits in Abschnitt 2.2 im sechsten Kapitel angesprochen, dass auch der dort verwendete, direkt auf das univariate Heckman-Modell aufbauende Ansatz um eine solche Korrektur erweitert werden kann, wenn auch unter großem Aufwand. Die folgenden Abschnitte werden sich nun mit einem Vergleich dieser verschiedenen zweistufigen Verfahren beschäftigen, die in unterschiedlicher Weise und Ausmaß der Kovarianzstruktur der Störterme Rechnung tragen.

Aus theoretischer Perspektive ist dabei klar, dass alle diese Methoden in Vergleich zum *FIML*-Schätzer ineffizient sind. Ihre relative Effizienz, insbesondere in kleinen Stichproben, ist theoretisch jedoch schwieriger zu beurteilen. Daher werden neben analytischen auch Monte Carlo-Simulationsmethoden für den Vergleich der Methoden eingesetzt. Damit knüpft dieses Kapitel unmittelbar an Shonkwiler/Yen (1999) an, das zwei spezielle Schätzer mit entsprechenden Methoden vergleicht. Vor diesem Hintergrund misst die Diskus-

[4] Auch dies folgt dem ursprünglichen Vorgehen von Heckman (1976) für den univariaten Fall. Dort wurde ebenfalls darauf verzichtet, die durch den Selektionsmechanismus generierte Heteroskedastizität zu berücksichtigen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sion der Analyse des von Shonkwiler/Yen vorgeschlagenen Schätzers besonderes Gewicht zu.

1. Zweistufige Schätzverfahren

1.1 Der SY-Schätzer

Shonkwiler/Yen (1999) untersuchen Methoden zur Schätzung eines L-variaten Systems zensierter[5] Gleichungen. Das Problem wird dort in folgender Weise formalisiert: Durch die Gleichungen[6]

$$y_{li}^{*} = x_{li}^{'}\beta_{l} + \varepsilon_{li} \tag{1}$$

$$d_{li}^{*} = z_{li}^{'}\alpha_{l} + v_{li}, \tag{2}$$

ist das latente Modell definiert, während sein beobachtbares Gegenstück durch

$$d_{li} = \begin{cases} 1 \text{ falls } d_{li}^{*} > 0 \\ 0 \text{ falls } d_{li}^{*} \leq 0 \end{cases} \tag{3}$$

$$y_{li} = d_{li}\, y_{li}^{*} \tag{4}$$

bestimmt ist. Mit $l = 1, \ldots, L$ sind die L Gleichungen des Systems, mit $i = 1, \ldots, N$ die Beobachtungen indiziert. x_{li} und z_{li} bezeichnen Vektoren exogener Variablen. Schließlich sind $\varepsilon_{i} = [\varepsilon_{li} \ldots \varepsilon_{Li}]'$ und $v_{i} = [v_{li} \ldots v_{Li}]'$ normal-verteilte Zufallsvektoren mit Varianz-Kovarianzmatrix[7]

$$Var(\varepsilon_{i}, v_{i}) = \begin{bmatrix} \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} & \Sigma_{\varepsilon v}^{'} \\ \Sigma_{\varepsilon v} & \Sigma_{vv} \end{bmatrix}. \tag{5}$$

In ihrer methodischen Diskussion betrachten Shonkwiler/Yen (1999) zunächst den von Heien/Wessels (1990) für dieses Problem vorgeschlagenen Schätzer. Die Methode von Heien/Wessels (im Weiteren HW) schätzt in

[5] Diese Terminologie orientiert sich an Shonkwiler/Yen (1999). Das diskutierte Modell zeigt jedoch keine Zensierung im engeren Sinne, sondern endogene Selektivität. Allerdings wird die große Nähe zu zensierten Modellen deutlicher, wenn man (1) als die *log*-Form des ursprünglichen theoretischen, beispielsweise eines Nachfragemodells betrachtet. Die Nachfrage $\exp(y_{li}^{*})$ ist zwar immer positiv, eine Null-Nachfrage $d_{li}\exp(y_{li}^{*})$, d.h. „Zensierung", tritt aber mit strikt positiver Wahrscheinlichkeit auf.

[6] Shonkwiler/Yen (1999) betrachten das allgemeinere Modell $y_{it}^{*} = f(x_{it}, \beta_{i}) + \varepsilon_{it}$. Allerdings spielt Nicht-Linearität dort nur eine marginale Rolle, und die Autoren konzentrieren sich in weiten Teilen auf den linearen Fall. Dieses Kapitel schließt sich dieser Vereinfachung an. Eine Verallgemeinerung für den nicht-linearen Fall ist allerdings ohne größere Probleme möglich.

[7] Shonkwiler/Yen (1999) restringieren Σ_{vv} auf die Einheitsmatrix I, während hier der nicht restringierte Fall betrachtet wird.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

einem ersten Schritt für alle Gleichungen die α_l durch univariate Probit-Modelle und berechnet aus den Schätzungen $\hat{\alpha}_l$ inverse „Mill's Ratios" $\hat{\lambda}_{li} = \phi(k_{li} z_{li}' \hat{\alpha}_l)(\Phi(k_{li} z_{li}' \hat{\alpha}_l))^{-1}$, wobei $k_{li} = 2d_{li} - 1$ gilt. Anschließend werden die stetigen Regressionsgleichungen um diese Terme ergänzt und das so korrigierte System mit *SURE* geschätzt. Dazu wird die gesamte Stichprobe einschließlich der zensierten Beobachtungen verwendet. Shonkwiler/Yen (1999) zeigen allerdings, dass der *HW*-Schätzer durch dieses Vorgehen die bedingte Erwartungswertfunktion $E(y_{li} | x_{li}, z_{li})$ implizit fehlspezifiziert und daher nicht konsistent ist, wird im Fall von Zensierung doch nicht die latente Nachfrage y_{li}^* in das Regressionsmodell aufgenommen, sondern der beobachtete Wert 0. Sie schlagen daher vor, die Regression auf die korrekte bedingte Erwartungswertfunktion

$$E(y_{li} | x_{li}, z_{li}) = \Phi(z_{li}' \alpha_l) x_{li}' \beta_l + \delta_l \phi(z_{li}' \alpha_i) \tag{6}$$

zu stützen, ansonsten aber dem Vorgehen des *HW*-Ansatzes zu folgen. Folglich wird das System

$$y_{li} = \Phi(z_{li}' \hat{\alpha}_l) x_{li}' \beta_l + \delta_l \phi(z_{li}' \hat{\alpha}_l) + \xi_{li} \qquad l = 1, \ldots, L \tag{7}$$

standardmäßig mit *SURE* geschätzt, wobei die gesamte Stichprobe verwendet wird. Die Autoren zeigen, dass ihre Methode ein konsistenter Schätzer für β_l ist, und illustrieren anhand eines Monte Carlo-Experiments die Überlegenheit ihrer Methode gegenüber dem *HW*-Schätzer.

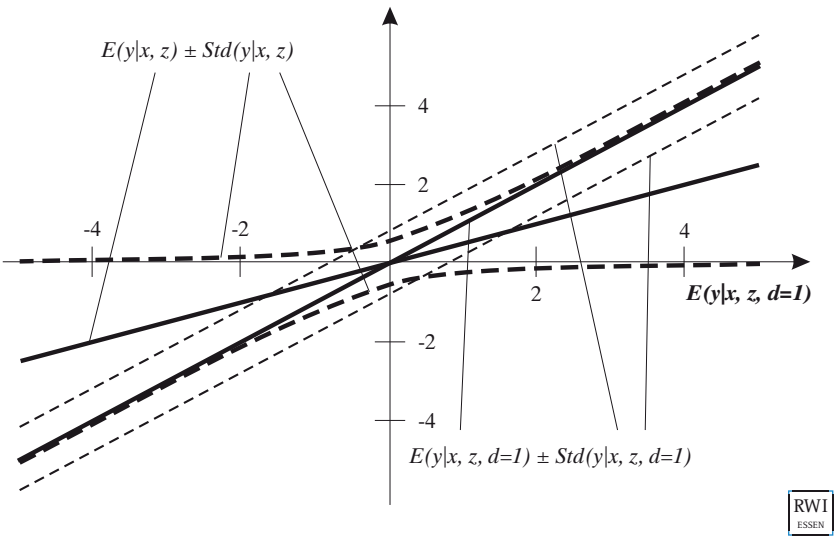
Allerdings ist der *SY*-Schätzer mit einem gravierenden Problem behaftet, das von Shonkwiler/Yen nicht angesprochen wird. Die Varianz des Schätzers hängt quadratisch vom bedingten Erwartungswert $E(y_{li} | x_{li}, z_{li}, d_{li} = 1) = x_{li}' \beta_l + \delta_l \lambda(z_{li}' \alpha_l)$ ab und nimmt daher für absolut große $x_{it}' \beta_l$ dramatisch zu. Dies stellt sich insbesondere auch deshalb als großer Nachteil dar, weil multivariate Versionen des klassischen Heckman-Modells (Heckman 1976; 1979), die als direkte Konkurrenten des *SY*-Verfahrens gelten können, diese problematische Eigenschaft nicht zeigen. Deren Varianz ist – in für lineare Regressionsmodelle gängiger Weise – durch die Dispersion der Regressoren und die Varianz-Kovarianzstruktur der Störterme bestimmt, nicht jedoch durch die quadrierten bedingten Erwartungswerte der Regressanten. Diese Terme bilden vielmehr eine zusätzliche Komponente in der Varianz des *SY*-Schätzers. Im Anhang, Abschnitt 4 erfolgt ein formaler Vergleich beider Methoden. Aufgrund dieser zusätzlichen Varianzkomponente explodiert die Varianz des *SY*-Schätzers relativ zu der der Heckman-Schätzer, wenn die absolute Größe der bedingten Erwartungswerte zunimmt, und ist daher in fast jedem Fall größer als die ihrer Konkurrenten[8].

[8] Amemiya (1985: 371–372) zeigt für den univariaten Fall, dass keine der beiden Schätzmethoden der anderen für beliebige Paramaterkonstellationen überlegen ist. Dies gilt ebenfalls für den multivariaten Fall. Es ist für spezielle Parameterkonstellationen möglich, Beispiele zu konstruieren, in denen $Var(\hat{\beta}_{SY})$ im Matrix-Sinn nicht größer ist als $Var(\hat{\beta}_{Heckman})$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 7

Bedingter Erwartungswert ± Standardfehler im SY- und im Heckman-Modell



Die Intuition hinter diesem varianzaufblähenden Mechanismus kann folgendermaßen verdeutlicht werden: Im Gegensatz zu „Heckman" verwendet der *SY*-Schätzer sowohl unzensierte als auch zensierte, also „Null-Beobachtungen". Aus diesem Grund stützt sich die Regression auf den nicht auf d_{li} bedingten Erwartungswert $E(y_{li}|x_{li}, z_{li})$. Je stärker $E(y_{li}|x_{li}, z_{li}, d_{li}=1)=x_{li}'\beta_l+\delta_l\lambda(z_{li}'\alpha_l)$ aber von $E(y_{li}|x_{li}, z_{li}, d_{li}=0)=0$ abweicht, desto mehr geht der unbedingte Mittelwert $E(y_{li}|x_{li}, z_{li})$ zwischen dem zensierten und dem nicht zensierten Fall „verloren". In anderen Worten ausgedrückt, hat der Störterm $\xi_{li}=d_{li}(x_{li}'\beta_l+\varepsilon_{li})-\Phi(z_{li}'\alpha_l)(x_{li}'\beta_l+\delta_l\lambda(z_{li}'\alpha_l))$ einen immer größer werdenden Abstand zu überbrücken. D.h. die Varianz des Störterms wächst im bedingten Erwartungswert der abhängigen Variablen, und in Folge dessen nimmt auch die Varianz des Schätzers zu[9]. Schaubild 7 illustriert dies für eine Zensierungswahrscheinlichkeit von 0,5. Im Anhang, Abschnitt 4 erfolgt eine formale Diskussion.

[9] Shonkwiler/Yen (1999: 974) geben einen falschen Ausdruck für ξ_{li} an und haben diesen Aspekt eventuell daher übersehen. Der von ihnen für die Varianz angegeben Ausdruck

$$\mathrm{var}(\xi_{li})=\Phi(z_{li}')(\sigma_{\varepsilon_l}^2((1-\delta_l^2\delta_{\varepsilon_l}^{-2})+\delta_l^2\sigma_{\varepsilon_l}^{-2}(1-z_{li}'\alpha_l\lambda_{li}-\lambda_{li}^2)))+\Phi(z_{li}'\alpha_l)\Phi(-z_{li}'\alpha_l)(x_{li}'\beta_l+\delta_l\lambda_{li})^2$$

ist dagegen korrekt: Abgesehen von der Gewichtung mit der Selektionswahrscheinlichkeit ist die Varianz aus der des Heckman-Modells und der quadrierten bedingten Erwartungswertfunktion zusammengesetzt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

1.2 Alternativen vom Heckman-Typ

Um ihr Schätzverfahren zu motivieren, stellen Shonkwiler/Yen (1999: 973) die These auf, dass der klassische Heckman-Ansatz auf multivariate Probleme nicht angewendet werden könne, da diese Methoden erforderten, die sich auf die Gesamtstichprobe stützen. Der Ansatz von Heckman kann aber durchaus als ein Verfahren interpretiert werden, das alle Beobachtungen „verwendet", da das Arbeiten mit dem Teilsample nicht zensierter Beobachtungen letztlich nichts anderes darstellt, als alle Beobachtungen gewichtet mit d_{li} zu berücksichtigen. Daher sind multivariate Varianten des Heckman-Schätzers, wie bereits angesprochen, ohne Zweifel als Alternativen zum *SY*-Schätzer zu betrachten, die dessen diskutierte problematische Eigenschaft allerdings nicht teilen. Für entsprechende Verfahren stellt sich die Berücksichtigung der Kovarianzstruktur Σ aber als ein sehr viel anspruchsvolleres Problem dar als im Standardfall ohne Zensierung. Dies mag die Konstruktion von Schätzern wie *HW* und *SY* motiviert haben, die auf der Verwendung der Gesamtstichprobe basieren. Allerdings ist in diesen Ansätzen keine überzeugende Lösungsstrategie zu sehen, da die dort vorgeschlagene mechanische Anwendung der SURE-Methode im hier betrachteten Modellzusammenhang nicht effizient ist.

In Übersicht 2 wird eine Kategorisierung möglicher multivariater Versionen des Heckman-Schätzers vorgenommen, die sich daran orientiert, ob und in welcher Form die Korrelation der Störterme auf den beiden Stufen der Schätzung berücksichtigt wird. Diese sechs Schätzmethoden werden im weiteren beschrieben und untereinander sowie mit dem SY-Schätzer verglichen. Einige dieser Verfahren sind weitgehend selbsterklärend, andere erfordern eine intensivere Diskussion.

Unabhängige Probit-Modelle kombiniert mit OLS (*IPOLS*):
Die einfachste Methode, das durch (1) bis (4) charakterisierte *L*-variate zensierte Modell zu schätzen, besteht in der Anwendung je eines standardmäßigen Heckman-Selektionsmodells auf alle *L* Gleichungen. Dies ist der Schätzer aus Gleichung (A24) (Abschnitt 4.1 im Anhang). Allerdings wird bei dieser Methode implizit die Annahme getroffen, dass alle Elemente von Σ abseits der Hauptdiagonalen den Wert Null annehmen, mit Ausnahme der $\sigma_{\varepsilon_l v_l}$, die als Koeffizienten δ_l geschätzt werden. Der Schätzer ist daher unzweifelhaft ineffizient.

Unabhängige Probit-Modelle kombiniert mit SURE (*IPSUR*):
Die Kombination unabhängiger Probit-Schätzungen mit dem *SURE*-Modell greift die Intuition des *SY*-Schätzers auf. Wie im vorangehenden Fall wird für Σ_{vv} die Einheitsmatrix angenommen, während eine freie Korreliertheit der ε_{li} zugelassen wird. Ist $\Sigma_{\varepsilon v}$ allerdings nicht 0[10], weicht die bedingte Kovarianz-

[10] In diesem Fall wäre allerdings auch eine Selektionskorrektur überflüssig.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Übersicht 2

Multivariate Varianten des Heckman-Schätzers

	OLS	SURE	FGLS
unabhängige Probit-Modelle	IPOLS	IPSUR	IPGLS
multivariates Probit-Modell	MPOLS	MPSUR	MPGLS

RWI ESSEN

struktur der Störterme von $\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}$ ab. Sie ist dann vielmehr beobachtungsspezifisch, also heteroskedastisch (Abschnitt 4.1 des Anhangs). Aus diesem Grund ist die mechanische Anwendung von *SURE* kein effizienter „Feasible Generalized Least Squares" (*FGLS*) Schätzer und erscheint aus theoretischer Perspektive nicht gerechtfertigt. Trotzdem ist nicht auszuschließen, dass *SURE* in der praktischen Anwendung bessere Ergebnisse liefert als *OLS*.

Unabhängige Probit-Modelle kombiniert mit FGLS (*IPGLS*):
Eine naheliegende Verbesserung des *SURE*-Ansatzes besteht in der Bestimmung der korrekten bedingten Kovarianzmatrix der Störterme und der Verwendung ihrer Inversen als Gewichtungsmatrix in einem *GLS*-Verfahren. Dieses Vorgehen ist allerdings mit zwei zentralen Problemen behaftet. Zum einen ist der so konstruierte *FGLS*-Schätzer aufgrund der variierenden Selektionsmuster kein Aitken-Schätzer (Abschnitt 4.2 des Anhangs). Daher ist theoretisch nicht garantiert, dass *GLS* tatsächlich eine Verbesserung gegenüber *OLS* darstellt.

Zum anderen beinhaltet die wahre bedingten Kovarianzmatrix der Störterme auch Elemente aus Σ_{vv} (Abschnitte 4.1 und 4.3 des Anhangs). Wenn jedoch die Annahme $\Sigma_{vv} = I$, die durch die Verwendung unabhängiger Probit-Modelle implizit getroffen wird, nicht zutrifft, kann auch die bedingte Kovarianzstruktur von ε_i nicht konsistent geschätzt werden. Da es aber in den wenigsten Fällen gute Argumente dafür geben wird, Korrelation zwischen den ε_{li} zuzulassen, für die v_{li} aber auszuschließen, erscheint dieses Problem relevant.

Multivariates Probit-Modell kombiniert mit OLS (*MPOLS*):
Die Schätzung der Selektionsgleichungen mit einem simultanen Probit-Modell liefert über die Bestimmung von $\hat{\Sigma}_{vv}$ effiziente Schätzungen der α_l. Sie ist daher in Situationen, in denen die Parameter α_l selbst von inhaltlichem Interesse sind, die Methode der Wahl. Dies war im sechsten Kapitel der Fall, wo der Selektionsmechanismus ökonomisch als diskrete Technikwahl interpretiert wurde. Tatsächlich entspricht der Schätzer *MPOLS* im wesentlichen der dort verwendeten Schätzmethode, wobei dort das aus dem theoretischen Modell resultierende Selektionsproblem etwas komplizierter war. Werden die α dagegen lediglich als „Hilfsparameter" betrachtet, die nur zur Berechnung der Selektionskorrekturterme benötig werden, ist unklar, ob deren effiziente Schät-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zung zu einer verbesserten Schätzung der primär interessierenden Koeffizienten β_l beiträgt. Sicher ist jedoch, dass in Vergleich zu unabhängigen Probit-Modellen der Rechenaufwand enorm zunimmt. So muss für $L > 2$ „Simulated *ML*" eingesetzt werden. Außerdem ist mit teilweise erheblichen Konvergenzproblemen zu rechnen. Daher teilt auch dieses vergleichsweise einfache zweistufige Verfahren bis zu einem gewissen Grad die praktischen Probleme des *FIML*-Ansatzes.

Multivariates Probit-Modell kombiniert mit SURE (*MPSUR*):
Eine Kombination eines multivariaten Probit-Modells auf der ersten und *SURE* auf der zweiten Stufe könnte ebenfalls als Schätzverfahren erwogen werden. Allerdings wurde bereits diskutiert, dass *SURE* für ein System zensierter Gleichungen kein asymptotisch effizienter *FGLS*-Schätzer ist. Dies gilt unabhängig von der zur Schätzung der Selektionsgleichungen verwendeten Methode und stellt damit auch für *MPSUR* ein grundsätzliches theoretisches Problem dar.

Multivariates Probit-Modell kombiniert mit FGLS (*MPGLS*):
Wie angesprochen ermöglicht erst die Schätzung von Σ_{vv}, eine geeignete Gewichtungsmatrix für *FGLS* auf der zweiten Stufe zu berechnen (Abschnitt 4.3 des Anhangs). Trotzdem ist dieser Schätzer kein asymptotisch effizienter Aitken-Schätzer, und es bleibt unklar, ob er seinen Konkurrenten tatsächlich überlegen ist. Zusätzlich ist dieser *FGLS*-Schätzer mit praktischen Problemen behaftet. So ist nicht garantiert, dass die geschätzte Residualkovarianzmatrix für alle Beobachtungen positiv definit ist. In Hinblick auf dieses Problem bestehen Parallelen zu anderen *FGLS*-Schätzern, z.B. zu dem für das lineare Wahrscheinlichkeitsmodell. Die traditionelle Lösung (Golfeld/Quandt 1972) dieses Problems besteht darin, nur die Beobachtungen zu berücksichtigen, die die Anforderungen an eine reguläre Kovarianzstruktur erfüllen[11]. Dieses Vorgehen ist allerdings mit einem Informationsverlust verbunden, der den Informationsgewinn aus der Berücksichtigung der Residualkovarianzen übersteigen kann. Dies erscheint im Besonderen bei großen Modellen mit vielen Gleichungen problematisch, wo die Häufigkeit nicht positiv definiter, geschätzter Residualkovarianzmatrizen zunimmt.

Intuitiv würde man erwarten, dass die technisch anspruchsvolleren Modelle dem absolut effizienten *FIML*-Schätzer näher kommen und daher effizienter sind als die einfacheren Methoden. Dies ist im Allgemeinen aber nicht garantiert. Daher muss die Qualität der Schätzverfahren „in der Praxis" überprüft werden, z.B. durch Monte Carlo-Simulationen. Dies ist das zentrale Anliegen der folgenden Abschnitte. Zusätzlich zu den sechs oben beschriebenen Schätzern wird der *SY*-Schätzer berücksichtigt. Allerdings sind die Erkenntnisse,

[11] Mullahy (1990) schlägt dagegen ein gewichtetes Mittel aus *OLS* für die Gesamtstichprobe und *FGLS* für die Teilstichprobe mit regulären Kovarianzmatrizen vor.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

die in Hinblick auf diese Methode gewonnen werden können, begrenzt, hängen die Simulationsergebnisse für *SY* doch in kritischer Weise von der gewählten Parameterkonstellation ab. So kann der *SY*-Schätzer dazu gezwungen werden, gegenüber den Heckman-Schätzern – bezogen auf die Varianz oder den *MSE* – beliebig schlecht abzuschneiden, indem man absolut hohe Werte für die Koeffizienten wählt. Dies wird in Abschnitt 4.5 des Anhangs an einem Beispiel numerisch illustriert. Die zentrale Aufgabe der Monte Carlo-Analyse besteht daher im Vergleich der verschiedenen multivariaten Varianten des Heckman-Modells, während die Ergebnisse für den *SY*-Schätzer in erster Linie illustrierenden Charakter haben.

2. Vergleich der Schätzverfahren

2.1 Vergleichskriterium

Um den *HW*-Schätzer mit dem von ihnen entwickelten SY-Schätzer anhand von *MC*-Simulationen zu vergleichen, betrachten Shonkwiler/Yen (1999), ob die jeweils geschätzten Parameter signifikant sind und ob die korrespondierenden Konfidenzintervalle die wahren Parameter überdecken. Beide Kriterien erscheinen für einen sinnvollen Vergleich allerdings wenig geeignet. Ob anhand des ersten aufschlussreiche Aussagen möglich sind, hängt maßgeblich vom Wert des wahren Parameters ab. Durch das zweite Kriterium werden sogar ineffiziente systematisch Schätzer bevorzugt, die große Standardfehler und weite Konfidenzintervalle aufweisen. Diese werden mit großer Wahrscheinlichkeit den wahren Parameter überdecken – allerdings auch viele völlig in die Irre führende Werte. Schließlich können anhand beider Kriterien nur Schätzer für einzelne Parameter verglichen werden. Sie ermöglichen es aber nur unzureichend, die Gesamtqualität eines Verfahrens in Hinblick auf multivariate Schätzprobleme zu beurteilen.

Diese Untersuchung wird im Gegensatz dazu die Qualität verschiedener Schätzer anhand ihres Mittleren Quadratischen Fehlers (*M*ean *S*quared *E*rror – MSE) vergleichen. Da die Eigenschaften der betrachteten Schätzer in endlichen Stichproben unbekannt sind – vor allem ist Unverzerrtheit nicht garantiert –, erscheint der *MSE* als ein geeigneteres „Effizienzmaß“ als die Varianz. Aus zwei Gründen wird sich diese Betrachtung auf die Parameter β und δ, nicht jedoch α konzentrieren. Zum einen ist bekannt, dass durch ein simultanes Probit-Modell effizient geschätzt werden kann. Zum anderen sind in vielen Anwendungen die Parameter α von nachrangigem Interesse oder werden lediglich als „Hilfsparameter“ betrachtet.

Zwei Schätzer $\hat{\beta}_A$ und $\hat{\beta}_B$ für den Parametervektor β können anhand ihres *MSE* in allgemeinster Form durch das Kriterium

$$MSE(\hat{\beta}_A) - MSE(\hat{\beta}_B) \quad \text{neg.def.} \Rightarrow \hat{\beta}_A \succ \hat{\beta}_B. \tag{8}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

verglichen und in eine qualitätsmäßige Reihenfolge gebracht werden. Allerdings ist dieses Kriterium sehr stark. Tatsächlich konnten nur wenige der geschätzten „Mean Squared Error"-Matrizen $\hat{MSE}(\hat{\beta})$ in dieser Weise geordnet werden, selbst dann, wenn die statistische Signifikanz der Ordnung außer Acht gelassen wurde. Alternativ können aber schwächere, skalare Kriterien formuliert werden, die immer eine Ordnung der Schätzer ermöglichen, beispielsweise in folgender Form

$$(9) \qquad Tr\left(X * MSE(\hat{\beta}_A) * X'\right) < Tr\left(X * MSE(\hat{\beta}_B) * X'\right) \Rightarrow \hat{\beta}_A \succ \hat{\beta}_B.$$

Ist X die Regressormatrix, stellt (9) das *CP-conditional mean square error prediction criterion* dar, wobei $CP(\hat{\beta}) \equiv E(\hat{\beta}-\beta)' X' X(\hat{\beta}-\beta) = Tr\left(X * MSE(\hat{\beta}) * X'\right)$ gilt (z.B. Judge et al. 1980: 863). Dieses Kriterium wird im Weiteren verwendet. Es betrachtet die mittlere quadratische Abweichung des geschätzten bedingten Erwartungswerts von seinem wahren Gegenstück. Um zu überprüfen, ob sich die *CP*- Maße signifikant zwischen den betrachteten Schätzern unterscheiden, wurden asymptotische Wald- und *t*-Tests verwendet (Abschnitt 4.6 des Anhangs).

2.2 Design des Monte Carlo-Experiments

Um die Leistungsfähigkeit der sieben Schätzer zu vergleichen, wurde ein Monte Carlo-Experiment durchgeführt, das dem von Shonkwiler/Yen (1999) verwendeten recht ähnlich ist. Der größte Unterschied liegt darin, dass hier ein bivariates und kein trivariates System betrachtet wurde. Dies ermöglichte es, alle Modelle mit konventionellen *ML*-Techniken zu schätzen. Für höher dimensionale Probleme wäre – wie im sechsten Kapitel – der Einsatz von „Simulated *ML*" zur Schätzung der simultanen Probit-Modelle nötig geworden. Dies hätte die auch im bivariaten Fall schon beträchtliche Rechenzeit nochmals enorm erhöht.

Zwei unterschiedliche Stichprobenumfänge wurden betrachtet: $N = 1\,000$ und $N = 4\,000$. Das *MC*-Experiment umfasste jeweils 1 000 Iterationen. Die Vektoren der exogenen Variablen bestanden aus jeweils drei Elementen:

$$(10) \qquad z_{li}' = \left[1 \; z_{li}^1 \; z_{li}^2\right] \quad l = 1,2$$
$$x_{li}' = \left[1 \; x_{li}^1 \; x_{li}^2\right] \quad l = 1,2$$

wobei $z_{li}^1, z_{li}^2, z_{2\,i}^1$ und x_{li}^2 unabhängig aus der Standard-Normalverteilung gezogen wurden, während für die übrigen vier Variablen $z_{2\,i}^2 = z_{1i}^2, x_{1i}^1 = z_{li}^1, x_{2\,i}^1 = z_{2\,i}^1$ und $x_{2\,i}^2 = x_{li}^2$ galt[12]. Die Ausprägungen dieser Re-

[12] Es ist eine charakteristische Eigenschaft von Nachfragemodellen wie z.B. dem Translog-Modell, dass alle Nachfrage- oder Kostenanteilsgleichungen die selben erklärenden Variablen beinhalten. Allerdings ist bekannt, dass die Überlegenheit von *GLS* gegenüber *OLS* zumindest in

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gressoren wurden nur einmal gezogen und dann für das gesamte Experiment festgehalten[13]. Für die Koeffizienten des Modells wurden die folgenden Werte festgelegt

$$\alpha_l' = \left[\alpha_l^0 \sqrt{0{,}5}\sqrt{0{,}5}\right] \quad l = 1{,}2 \tag{11}$$

$$\beta_l' = \left[1 \;\; 1 \;\; 1\right] \quad l = 1{,}2.$$

Um das Monte Carlo-Experiment für unterschiedliche Zensierungswahrscheinlichkeiten $\Pr(d_{it}^* \leq 0)$ durchzuführen, wurden die Werte der Konstanten α_l^0 folgendermaßen variiert

$\Pr(d_{it}^* \leq 0)$	0,05	0,25	0,5	0,75
α_l^0	2,3262	0,9539	0	–0,9539

Die Spezifizierung der Fehler-Kovarianz-Struktur erfolgte in folgender Form

$$\Sigma_{\varepsilon\varepsilon} = \begin{bmatrix} 1{,}5 \\ -1 \quad 2 \end{bmatrix}, \Sigma_{vv} = \begin{bmatrix} 1 \\ -0{,}5 \quad 1 \end{bmatrix}, \Sigma_{\varepsilon v} = \begin{bmatrix} 0{,}75 & -0{,}25 \\ -0{,}25 & 0{,}75 \end{bmatrix}. \tag{12}$$

Im Gegensatz zu Shonkwiler/Yen (1999) stehen hier alle stochastischen Komponenten in Korrelationsbeziehungen zueineinader. Insbesondere ist Σ_{vv} nicht die Einheits- und $\Sigma_{\varepsilon v}$ keine Diagonalmatrix. Offensichtlich nehmen die beiden Parameter δ_l den Wert 0,75 an. Damit ist die vier-variate Normalverteilung $N(0, \Sigma)$ definiert, aus der – unabhängig für jedes der untersuchten Modelle – die stochastischen Komponenten für das Experiment gezogen wurden.

Nach dem Ziehen der Störterme wurden die abhängigen Variablen, wie durch das Modell in (1) bis (4) festgelegt, berechnet. Anschließend dienten die so generierten Daten als Input für die sieben betrachten Schätzverfahren. Da gleichungsübergreifende Parameterrestriktionen in Nachfrageanalysen die Regel sind, wurden die Schätzungen unter der Restriktion $\hat{\beta}_1^2 = \hat{\beta}_2^2$ durchgeführt. Diese drei Schritte – Ziehen der Störterme, Berechnen der abhängigen Variablen, Schätzen der Parameter – wurden 1 000 mal wiederholt.

Die Gewichtungsmatrix *X*, die in die *CP*-Maße eingeht, setzt sich aus Vektoren der Form $\Phi(z_{li}'\alpha_l) * [x_{li}'\lambda_{li}]$, nicht $[x_{li}'\lambda_{li}]$ zusammen. Damit basieren die *CP*-Maße auf Vorhersagen, die nicht auf d_{li} konditioniert sind. Da sich die Untersuchung auf die Fähigkeit der Methoden, β mit möglichst geringem Feh-

Standard-*SURE*-Fall verschwindet, wenn die Korrelation zwischen den Regressoren über die verschiedenen Gleichungen hoch ist. Daher ist die Untersuchung des speziellen Falls $z_{1t}' = z_{2t}', x_{1t}' = x_{2t}'$ von geringerem Interesse.

13 Um die Robustheit der Resultate zu überprüfen, wurden die Experimente (mit N = 1000) für verschiedene Ziehungen der z_{li} und x_{li} durchgeführt. Die Ergebnisse unterschieden sich zwar numerisch, die qualitativen Ergebnisse erwiesen sich aber als stabil.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ler zu schätzen, konzentriert, gehen die Parameter α und nicht ihre Schätzungen $\hat{\alpha}$ in die Berechnung der Vorhersagefehler ein.

3. Simulationsergebnisse

Die in den Simulationen geschätzten Koeffizienten sind selbst nur von begrenztem Interesse für diese Untersuchung. Aus diesem Grund konzentriert sich die Betrachtung auf die geschätzten CP-Werte (Tabelle 36). Außerdem sind detailliertere Angaben, insbesondere zahlreiche Testergebnisse, im Anhang (Tabelle 60 bis 67) aufgeführt[14]. Die Ergebnisse sind nicht für unterschiedliche Stichprobengrößen und verschiedene Zensierungswahrscheinlichkeiten bereinigt. Daher ist es nicht sinnvoll, die *CP*-Werte verschiedener Simulationen miteinander zu vergleichen. Dies ist allerdings auch nicht notwendig, da hier die relative Qualität der unterschiedlichen Schätzer verglichen werden soll.

Die meisten Resultate dieser Untersuchung sind sehr klar: Erstens zeigen alle Simulationen für jeden Stichprobenumfang und jede Zensierungswahrscheinlichkeit signifikante Unterschiede in den Mittleren Quadratischen Vorhersagefehlern der Schätzer. Die korrespondierenden *P*-Werte liegen in allen Fällen sehr nahe bei Null (die jeweils letzten Zeilen in Tabelle 60 bis 67). Die Frage, welcher der Schätzer verwendet werden sollte, ist daher relevant.

Zweitens schneidet der *SY*-Schätzer in den Simulationen verglichen mit den Heckman-Schätzern schlecht ab. Nur für eine sehr niedrige Zensierungswahrscheinlichkeit ist sein *CP*-Wert signifikant kleiner als der zweier seiner Konkurrenten. Wenig überraschend sind es die *OLS*-Schätzer, die von *SY* übertroffen werden, korrigieren diese doch nicht für die Kovarianzstruktur. Unter den Schätzern, die eine solche Korrektur vornehmen, hat *SY* allerdings den höchsten *MSE*. Mit einer Ausnahme wird dieses Ergebnis durch die entsprechenden *t*-Tests bestätigt. Darüber hinaus zeigt der *SY*-Schätzer in allen Simulationen mit Zensierungswahrscheinlichkeiten über 0,05 ausnahmslos die schlechtesten Ergebnisse (Tabelle 36). In fast allen Fällen ist dieses schlechte Abschneiden auch signifikant (Tabelle 60 bis 67).

Allerdings muss berücksichtigt werden, dass die Ergebnisse für den *SY*-Schätzer stark von der Spezifikation der Parameter abhängen und daher evtl. nicht verallgemeinert werden können. Es zeigt sich aber, dass selbst im Fall von Parameterkonstellationen, die für den SY-Schätzer sehr günstig sind, die meisten der Heckman-Schätzer nach wie vor niedrigere *CP*-Werte aufweisen als dieser (Tabelle 58, erste Zeile und Tabelle 59). Bei ungünstigen Konstellationen sind die Ergebnisse für den *SY*-Ansatz grundsätzlich extrem schlecht (Tabel-

[14] Aufgrund des Experimentaldesigns sind die geschätzten *CP*-Werte unabhängig. Mit Hilfe der in Tabelle 36 angegebenen Standardfehler lassen sich daher beliebige weitere Hypothesen testen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 36

Vergleich unterschiedlicher Schätzer durch Monte Carlo-Simulation
CP-Werte

Zensierungswahrscheinlichkeit	*IPOLS*	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
Stichprobengröße N = 1 000							
0,05	17,0447 (0,6961)	9,9382 (0,2126)	0,6577 (0,2039)	17,0030 (0,6046)	9,5718 (0,2340)	10,0166 (0,2340)	10,4844 (0,2236)
0,25	8,4720 (0,1549)	7,5767 (0,1484)	7,7447 (0,1499)	8,7971 (0,1688)	7,2924 (0,1442)	8,0091 (0,1834)	9,0859 (0,1586)
0,5	6,7719 (0,1364)	6,1036 (0,1223)	7,1321 (0,1580)	7,1826 (0,1375)	6,2851 (0,1248)	8,0389 (0,2501)	9,3145 (0,1735)
0,25 0,75	7,0064 (0,1415)	6,6682 (0,1305)	8,0302 (0,2274)	7,2766 (0,1561)	6,6001 (0,1309)	9,4126 (0,3403)	9,5586 (0,1712)
Stichprobengröße N = 4 000							
0,05	16,0856 (0,4265)	10,2936 (0,1983)	9,6780 (0,1828)	17,8727 (0,4821)	10,2701 (0,1801)	9,9478 (0,2433)	13,3202 (0,2887)
0,25	8,9562 (0,1771)	8,2413 (0,1587)	8,7945 (0,1570)	8,8545 (0,1692)	8,3101 (0,1583)	9,3724 (0,1930)	10,860 (0,1815)
0,5	7,2266 (0,1335)	6,4057 (0,1254)	6,8731 (0,1274)	6,9118 (0,1294)	6,5379 (1,243)	7,3488 (0,1546)	10,1327 (0,1868)
0,25 0,75	6,8209 (0,1266)	6,7548 (0,1255)	8,4232 (0,2239)	6,9971 (0,1371)	6,6910 (0,1320)	8,7906 (0,2784)	12,5032 (0,2556)

Eigene Berechnungen. – Standardfehler in Klammern.

RWI ESSEN

le 58, letzte Zeilen). Die Simulationen bestätigen und illustrieren damit das theoretische Ergebnis, dass gemessen am *MSE* der *SY*-Schätzer in der Regel von Schätzern aus der Heckman-Familie klar übertroffen wird.

Das dritte zentrale Ergebnis betrifft den Vergleich der verschiedenen Schätzer aus der Heckman-Familie, die sich nur in der ersten Stufe des Schätzverfahrens unterscheiden, die also entweder unabhängige Probit-Modelle oder ein simultanes Probit-Modell zur Schätzung der Selektionsgleichungen verwenden. Bei diesem Vergleich tritt nur ein Fall auf, in dem der kompliziertere Schätzer einen signifikant kleineren *CP*-Wert aufweist als der einfachere (Tabelle 66). In einigen Fällen zeigt der einfachere Schätzer sogar bessere Ergebnisse. Dies gilt insbesondere für die *GLS*-Ansätze. In allen anderen Fällen weichen die Fehler der beiden Varianten jedoch nicht signifikant voneinander ab. Die Verwendung des multivariaten Probit-Modells scheint somit in Bezug auf die Schätzung von β zu keiner Verbesserung zu führen.

Das vierte Ergebnis betrifft den Effekt einer Korrektur für Heteroskedastizität und gleichungsübergreifende Korrelation auf der zweiten Modellstufe. In Hinblick auf die Schätzer vom Heckman-Typ führen die Simulationen zu folgendem Resultat: Im Fall der sehr niedrigen Zensierungswahrscheinlichkeit $\Pr(d_{li}^{*} \leq 0) = 0{,}05$ fallen die *OLS*-Schätzer, die nicht für die Kovarianzstruktur

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

der Störterme bereinigen, klar hinter ihre Konkurrenten zurück. Für die größere Stichprobe zeigt einer der *FGLS*-Schätzer außerdem einen signifikant kleineren *CP*-Wert als *SURE* (Tabelle 64). Allerdings gilt dies für den kleinern Stichprobenumfang nicht. Dort scheinen beide Varianten mehr oder weniger gleich gut abzuschneiden (Tabelle 60). Das gute Abschneiden von *FGLS* und insbesondere *SURE* für niedrige Zensierungswahrscheinlichkeiten überrascht nicht. Je stärker sich $\Pr(d_{li}^{*} \leq 0)$ Null annähert, desto ähnlicher wird das zensierte Regressions- dem Standard-*SURE*-Modell, das wiederum mit *FGLS* zusammenfällt. Im Grenzfall ist die Überlegenheit von *GLS* gegenüber *OLS* ein bekanntes theoretisches Ergebnis.

Für höhere Zensierungswahrscheinlichkeiten kommt es allerdings zu abweichenden Resultaten. In den Simulationen, in denen die Zensierungswahrscheinlichkeiten bei 0,25 oder höher liegt, ist der Mittlere Quadratische Vorhersagefehler von *SURE* immer und in den meisten Fällen auch signifikant kleiner als die von *OLS* oder *FGLS*. Für den Vergleich von *OLS* und *FGLS* ist das Bild dagegen weniger klar: Im Fall der Simulation $N = 1\,000$ und $\Pr(d_{li}^{*} \leq 0) = 0{,}25$ (Tabelle 61) stellt sich *FGLS* noch als die bessere Alternative dar. Dies trifft für die größere Stichprobe aber nicht mehr zu. Für die einheitliche Zensierungswahrscheinlichkeit $\Pr(d_{li}^{*} \leq 0) = 0{,}5$ erscheint *IPGLS* genauso schwach wie *OLS*, während *MPGLS* klar am schlechtesten abschneidet (Tabelle 62 und 66). Schließlich haben die beiden *FGLS*-Schätzer in Simulationen mit gemischter Zensierungswahrscheinlichkeit (Tabelle 63 und 67) signifikant höhere Vorhersagefehler als *OLS*.

Bis zu diesem Punkt hat sich die Analyse auf die Betrachtung des *MSE* konzentriert. Allerdings könnte man auch in erster Linie an einem möglichen Bias interessiert sein. Einfache χ^2 -Tests wurden verwendet, um die Unverzerrtheit der Schätzer zu überprüfen[15]. Die Testergebnisse (Tabelle 57) legen nahe, dass *OLS* und der *SY*-Schätzer unverzerrt sind, nicht jedoch *SURE* und *GLS*. Daher erscheinen, falls Unverzerrtheit das entscheidende Kriterium ist, *SURE* und *GLS* als weniger geeignete Alternativen, und es muss zwischen *SY* und *OLS* gewählt werden. Zwar gibt es Situationen, insbesondere solche mit niedriger Zensierungswahrscheinlichkeit, in denen der *SY*-Schätzer *OLS* möglicherweise überlegen ist. Dies hängt jedoch maßgeblich von der wahren Größe der Koeffizienten ab, die ex ante nicht bekannt ist. Die Verwendung des *SY*-Schätzers birgt daher selbst bei niedrigen Zensierungshäufigkeiten die Gefahr, eine extrem hohe Varianz in Kauf zu nehmen. *OLS* erscheint daher als die geeignetere Alternative.

[15] Die diesen Tests zugrunde liegenden Verteilungsannahmen sind evtl. nicht korrekt. In einigen Simulationen verfehlten mehrere Koeffizientenschätzer den Test auf Normal-Verteiltheit.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

4. Zusammenfassung

Ziel dieses Kapitels war es, die relative Effizienz – bzw. Güte gemessen am *MSE* – verschiedener zweistufiger Verfahren zur Schätzung eines Systems zensierter Gleichungen mittels analytischer und Simulationsverfahren zu vergleichen. Insbesondere wurden dabei der von Shonkwiler/Yen (1999) vorgeschlagene Schätzer und die im sechsten Kapitel verwendete Methode sowie von ihr abgeleitete Schätzer betrachtet. Die Untersuchung kam dabei zu einigen klaren Ergebnissen.

Erstens konnte gezeigt werden, dass der von Shonkwiler/Yen (1999) vorgeschlagene Schätzer mit großen Effizienzproblemen zu kämpfen hat. Da seine Varianz quadratisch vom bedingten Mittelwert der abhängigen Variablen abhängt, steigt seine Ungenauigkeit dramatisch an, wenn die nicht zensierten Regressanten deutlich von Null abweichen. Diese Schätzmethode kann daher nicht empfohlen werden.

Zweitens zeigten in den *MC*-Simulationen einfache Schätzer ähnlich gute oder bessere Ergebnisse als technisch komplizierteren Alternativen. So führte eine effiziente, aber aufwendige Simultanschätzung der Selektionsgleichungen nicht zu geringern Fehlern in den geschätzten Koeffizienten des linearen Modells. Das multivariate Probit-Modell verursacht damit in erster Linie unnötigen Rechenaufwand, solange die Selektionsgleichungen nicht selbst von unmittelbarem ökonomischen Interesse sind. Außerdem zeigten die teilweise recht komplizierten *FGLS*-Schätzer keine besseren Ergebnisse als die sehr viel einfacheren *SURE*-Modelle. In vielen Fällen schnitt *FGLS* sogar deutlich schlechter ab. Aus diesem Grund können auch die *FGLS*-Methoden nicht empfohlen werden.

Vor dem Hintergrund der Ergebnisse dieser Analyse erscheint die im sechsten Kapitel verwendete Schätzmethode für das dort analysierte Problem gut geeignet. Da das Selektionsmodell dort keine Hilfsregression darstellte, sondern selbst von unmittelbarem ökonomischen Interesse war, war der Einsatz des effizienten simultanen Probit-Modells gerechtfertigt. Zwar wurde *OLS* zur Schätzung des linearen Modells verwendet, obwohl die *MC*-Simulationen Vorteile beim Einsatz von *SURE* sehen. Diese Vorteile wirkten sich aber insbesondere bei niedrigen Zensierungswahrscheinlichkeiten aus. In den oben verwendeten Daten war der Anteil der „Nullnachfragen“ dagegen sehr hoch, so dass die Effizienznachteile von *OLS* kaum ins Gewicht fallen dürften. Darüber hinaus konnten in den Simulationen für *OLS* keine Anzeichen eines Bias gefunden werden, während eine Verzerrtheit von *SURE* nicht ausgeschlossen werden konnte. Auch dies kann als Argument für das einfache *OLS*-Verfahren dienen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Abstrahiert man vom konkreten Modell aus dem sechsten Kapitel, stellt sich jedoch vermutlich *IPSUR* als der geeignetste der hier untersuchten Schätzer dar. Der geringe Mittlere Quadratische Fehler und seine einfache Handhabbarkeit sprechen – trotz schwacher theoretischer Fundierung für seinen Einsatz. Wenn allerdings ein möglicher Bias ausgeschlossen werden soll, erscheint *IPOLS*, also die klassische Heckman-Methode Gleichung für Gleichung angewendet, als die beste Wahl.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Achtes Kapitel

Zusammenfassende Bewertung

Diese Arbeit verfolgte das Ziel, die Preissensitivität des Energiemixes im Elektrizitätssektor zu quantifizieren. Auf Grundlage der dabei gewonnenen Ergebnisse sollte abgeschätzt werden, wie durch entsprechende Preisinstrumente, d.h. differenzierte Energiesteuern bzw. eine CO_2-Steuer, der Energiemix in einer Weise beeinflusst werden kann, die die Erzeugung von Elektrizität mit geringeren CO_2-Emissionen ermöglicht.

Das erste Kapitel betrachtete zunächst natur- und wirtschaftswissenschaftliche Hintergründe dieser Fragestellung. Dabei wurden insbesondere die Wirkungsweise des anthropogenen Treibhauseffekts erläutert und die Frage nach einer Veränderung des Energiemix zur Reduktion von CO_2 in die umweltpolitische bzw. umweltökonomische Debatte eingeordnet. Dabei ging das Kapitel auch auf die aktuelle Instrumentendiskussion, v.a. die Einführung eines europaweiten CO_2-Zertifikatesystems, ein.

Im zweiten Kapitel wurde ein Überblick über die ökonometrische Literatur zur Energieträgersubstitution im Elektrizitätssektor geliefert. Diese kritische Betrachtung machte deutlich, dass der aktuelle Forschungsstand trotz zahlreicher veröffentlichter Artikel deutliche Defizite aufweist. So bedienten sich die meisten vorliegenden Arbeiten struktureller Standardansätze der ökonometrischen Produktionsmodellierung, obwohl diese den Besonderheiten der Stromerzeugung kaum gerecht werden. Außerdem beruhten die meisten Untersuchungen auf der Auswertung aggregierter, v.a. US-amerikanischer Daten. Untersuchungen für Deutschland fehlen dagegen. Vor dem Hintergrund dieser Defizite versuchte diese Arbeit, diese Lücke zu schließen, und ein zentraler Beitrag ihrer angewandten Teile lag in der mikroökonometrischen Untersuchung der Energieträgerwahl deutscher Elektrizitätserzeuger.

Davor wurde im dritten Kapitel jedoch zunächst das regulatorische Umfeld der deutschen Elektrizitätsversorgung mit Blick auf die Frage untersucht, ob von diesem Auswirkungen auf die Energiewahl des Sektors ausgingen. Tatsächlich nahm der Staat direkt und indirekt massiv Einfluss auf den Energie-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

mix des Sektors. Inwieweit es den Versorgungsunternehmen aber trotzdem möglich war bzw. sie einen Anreiz dazu hatten, ihre Energieinputs nach Kostenminimierungsgesichtspunkten zu wählen, blieb allerdings unklar. Die sich anschließenden praktisch empirischen Teile der Arbeit untersuchten deshalb insbesondere auch qualitativ, ob sich überhaupt ein Preiseinfluss auf das Brennstoffwahlverhalten deutscher Elektrizitätsversorger erkennen lässt.

Das vierte Kapitel ging der Frage der Preissensitivität des Energiemix insbesondere vor dem Hintergrund der ökologischen Steuerreform nach, die für den Elektrizitätssektor bewusst keine differenzierten Energiesteuern vorsieht und damit evtl. kostengünstige CO_2-Vermeidungspotenziale durch steuerinduzierte Energieträgersubstitution nicht nutzt. Grundlage der ökonometrischen Untersuchung war ein Panel, das fast alle deutschen Energieversorger, aber nur wenige Panelwellen umfasste. Mit Hilfe klassischer Panelmodelle wurden sowohl die langfristige Investitionsentscheidung bezüglich der Erzeugungskapazitäten für alternative Brennstoffe als auch die darauf bedingte kurzfristige Brennstoffwahl untersucht. Die diskrete Dimension der Energieträgerwahl blieb wegen mangelhafter Daten dagegen ausgeklammert. Die Analyse konnte keine überzeugenden Hinweise darauf finden, dass Brennstoffpreise in der Vergangenheit eine entscheidende Rolle bei der Brennstoffwahl deutscher Stromerzeuger gespielt haben. Allerdings lassen sich schwache Hinweise dafür erkennen, dass die Ende der neunziger Jahre im Energiesektor einsetzende Liberalisierung Wirkungen auf dessen Brennstoffmix hatte. Vor diesem Hintergrund ließen sich die Ergebnisse in der Weise interpretieren, dass im hochgradig regulierten Umfeld der Vergangenheit die Energieerzeuger kaum auf Brennstoffpreisänderungen reagieren konnten und entsprechend differenzierte Brennstoffsteuern keinerlei Lenkungswirkung bezüglich der Energieträgerwahl entfaltet hätten. In einem zukünftig voraussichtlich weitgehend deregulierten Umfeld könnte dies jedoch der Fall sein. Für eine Quantifizierung von Preiseffekten nach der erst kürzlich eingeleiteten Liberalisierung des Sektors steht allerdings noch keine ausreichende Datenbasis zur Verfügung.

Diese Untersuchung hatte allerdings mit erheblichen Datenproblem zu kämpfen, insbesondere dem, dass Preisveränderungen nur über die Zeit, nicht aber im Querschnitt beobachtet werden konnten. Um dem zu begegnen, wurde im fünften Kapitel eine stärker längsschnittorientierte Analyse durchgeführt. Diese beschränkte sich auf die neun bedeutendsten deutschen Stromerzeuger – die „Verbundunternehmen" –, betrachtete sie aber jährlich über den vergleichsweise langen Zeitraum von 1968 bis 1998. Diese abweichende Datenauswahl erzwang auch eine Anpassung der verwendeten ökonometrischen Methoden. So erwiesen sich weder die Zeitreihen der Erzeugungskapazitäten noch die der Stromerzeugung als stationär. Daher wurde mit ersten Differenzen, also der Veränderung von Kapazitäten und Brennstoffnachfrage statt den

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Niveaus dieser Variablen, gearbeitet. Um den in den Daten beobachteten meist sprunghaften Veränderungen der Erzeugungskapazitäten Rechnung zu tragen, wurden diese in der Analyse diskretisiert und das Modell in Form eines geordneten Probit-Modells spezifiziert. Trotz der abweichenden Modellspezifikation und der vermutlich wesentlich günstigeren Datenlage zeigten die Schätzergebnisse in qualitativer Hinsicht deutliche Parallelen zu denen des vorangegangenen Kapitels. Auch hier ließ sich kein überzeugender Beleg dafür finden, dass die Energieträgerpreise die Brennstoffwahl der Erzeugungsunternehmen in der Vergangenheit entscheidend bestimmt haben. Auch für diese Untersuchung erscheint eine Erklärung dieses Ergebnisses durch die hohe Regulierungsdichte am naheliegendsten. Trotzdem kann nicht ausgeschlossen werden, dass auch aus technologischen Gründen die Substitutionsmöglichkeiten im Elektrizitätssektor nur schwach ausgeprägt waren und sich auch deshalb kaum Effekte von Preisveränderungen in den Daten finden ließen. In diesem Fall wären auch nach einer Liberalisierung nur schwache Wirkungen von differenzierten Energie- bzw. CO_2-Steuern im Energiesektor zu erwarten.

Um dies zu überprüfen, wurde im sechsten Kapitel eine vergleichbare Untersuchung für die USA durchgeführt. Zwar war auch dort der Elektrizitätssektor staatlicher Einflussnahme ausgesetzt, allerdings in weit geringerem Maße als in Deutschland. Es ist daher zu hoffen, dass durch die Untersuchung amerikanischer Daten mehr Rückschlüsse auf die technologisch determinierte Preissensitivität des Energiemix in der Elektrizitätserzeugung gewonnen werden können als durch die Betrachtung deutscher Daten. Nichtsdestotrotz bleibt eine Übertragung der Ergebnisse auf den deutschen Fall problematisch, da sich die Technologien des Sektors im internationalen Vergleich systematisch unterscheiden können. Die Struktur der im sechsten Kapitel verwendeten Daten unterschied sich erheblich von der der beiden vorangegangenen. Insbesondere wurde kein Panel, sondern ein Querschnitt verwendet. Diese Datenlage ließ es sinnvoll erscheinen, den Daten mehr Struktur aufzuerlegen und mit einem strukturellen Modell zu arbeiten. Dabei wurde dem diskreten Aspekt der Energieträgerwahl mehr Beachtung geschenkt und dieser mit einem mehrdimensionalen *discrete choice*-Modell explizit abgebildet. Die Analyse dreier Aspekte der Bestimmung des Brennstoffmix – der langfristigen diskreten Energieträgerwahl, der langfristigen stetigen Investitionsentscheidungen und der kurzfristigen bedingten Brennstoffnachfrage – ermöglichte es, kurz- und langfristige Wirkungen von Preisänderungen und damit auch möglicher Steuerpolitiken zu unterscheiden. Tatsächlich wurden in den Daten signifikante Preiseffekte identifiziert. Die kurzfristigen Effekte waren aber, obwohl signifikant, verschwindend klein. Die langfristigen Effekte waren zwar deutlich größer, aber nach wie vor sehr moderat. Aus diesen Ergebnissen kann daher geschlossen werden, dass auch aufgrund der Produktions-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

technologie der Energiemix des Elektrizitätssektors nur schwach auf Brennstoffpreisänderungen reagiert.

Aus methodischer Perspektive stellte die Verknüpfung eines mehrdimensionalen diskreten Entscheidungsproblems mit einem stetigen Mehrgleichungsmodell das zentrale ökonometrische Problem des sechsten Kapitels dar. Dieses ließ sich als eine multivariate Verallgemeinerung des klassischen Heckman-Selektionsmodells interpretieren. Dementsprechend wurde eine einfache generalisierte Version dieses klassischen Verfahrens zur Schätzung des Modells verwendet. Es sind jedoch auch weit komplexere multivariate Versionen des Heckman-Modells denkbar, die in unterschiedlicher Intensität der Korrelationsstruktur der stochastischen Komponenten Rechnung tragen. Außerdem wurde kürzlich ein besonders einfacher Schätzer für dieses Problem vorgeschlagen, der sich stärker vom ursprünglichen Heckman-Ansatz löst. Das methodische siebte Kapitel widmete sich dem Vergleich dieser alternativen Schätzverfahren. Eine theoretische Betrachtung machte dabei deutlich, dass der jüngst vorgeschlagene, nicht zur Heckman-Familie gehörende Schätzer erhebliche Effizienzprobleme aufweist und den traditionelleren Verfahren daher klar unterlegen ist. Außerdem zeigten Monte Carlo-Analysen, dass die im sechsten Kapitel verwendete vergleichsweise einfache Generalisierung des Heckman-Verfahrens nicht schlechter abschneidet als weit komplexere Varianten und teilweise sogar bessere Ergebnisse liefert als diese. Die Wahl des verwendeten Schätzers wurde somit gestützt.

Keine der in dieser Arbeit durchgeführten ökonometrischen Untersuchungen lieferte Hinweise auf starke Effekte von Brennstoffpreisänderungen auf die Energieträgerwahl im Elektrizitätssektor. Konnte dieses Ergebnis in den mit deutschen Daten durchgeführten Analysen noch v.a. auf die hohe Regulierungsintensität in Deutschland zurückgeführt werden, vermittelte die Untersuchung US-amerikanischer Daten den Eindruck, dass auch aus technologischen Gründen die Preissensitivität des Energiemix gering ist. Die ökologische Effektivität differenzierter Energiesteuern, also das Ausmaß, in dem entsprechende Preisinstrumente CO_2-mindernde Energieträgersubstitution induzieren würden, muss daher zurückhaltend beurteilt werden. Das heißt, es müssten sehr hohe Energiesteuern erhoben werden, um eine deutliche CO_2-Minderung zu erzielen. Dies bedeutet letztlich jedoch nichts anderes, als dass die Vermeidungskosten einer v.a. über die Energieträgerwahl wirkenden Vermeidungsstrategie sehr hoch sind. Von einem einfach zu leistenden Beitrag zum Klimaschutz, der ohne Verringerung des Gesamtenergieverbrauchs und der Veränderung entsprechender Konsumgewohnheiten eine Senkung der CO_2-Emissionen ermöglicht, kann in Zusammenhang mit einer Energiewende im Elektrizitätssektor daher nicht gesprochen werden.

Vor diesem Hintergrund erscheint die sich anbahnende Entscheidung, die CO_2-Emissionen im Elektrizitätssektor über ein Zertifikatesystem, also ein

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Mengeninstrument, zu reduzieren, als vermutlich geeignetere Strategie als der Einsatz von Preisinstrumenten. Zum einen erwies es sich aufgrund der hohen Regulierungsdichte als äußerst schwierig, aus der Beobachtung der Vergangenheit Informationen über die voraussichtliche Wirkung zukünftiger Energiesteuern zu gewinnen. Die Bestimmung der richtigen Steuersätze zur Erreichung bestimmter Emissionsminderungsziele erscheint daher fast unmöglich. Zum anderen ist die Einführung eines Umweltsteuersystems, das bewusst darauf ausgelegt ist, CO_2-Emissionen über eine veränderte Energieträgerwahl zu reduzieren, offenbar eine sehr teure Vermeidungsstrategie. CO_2-Zertifikate zielen dagegen nicht explizit auf eine Veränderung des Energiemix ab und erfordern keine Information über Preissensitivitäten, um bestimmte Vermeidungsziele zu realisieren.

Hohe Vermeidungskosten werden sich aber auch in einem Zertifikatesystem auswirken. Bei einer durch die Zertifikate festgelegten Emissionsmenge sind die Kosten der CO_2-Reduktion endogen – und möglicherweise überraschend hoch. Die Vermeidung von CO_2-Emissionen im Elektrizitätssektor könnte sich so als unerwartet steiniger Weg erweisen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Anhang

1. Zu: Staatliche Regulierung – ein einfaches Modell

Ein monopolistischer Stromversorger sehe sich einer Preisabsatzfunktion $p(y)$ mit folgenden Eigenschaften[1]

$$\text{(A1)} \quad p = p(y) \quad \text{mit } \frac{\partial p}{\partial y} < 0, \quad 2\frac{\partial p}{\partial y} + y\frac{\partial^2 p}{\partial y^2} < 0 \quad \text{im relevanten Bereich}$$

gegenüber. Die konvexe Technologie des Erzeugers sei durch die Kostenfunktion

$$\text{(A2)} \qquad C \geq C^{min}(y) \quad \text{mit} \quad \frac{\partial C^{min}}{\partial y} > 0, \quad \frac{\partial^2 C^{min}}{\partial y^2} > 0$$

repräsentiert. Der Regulator setze für den Strompreis eine Obergrenze, die durch einen Aufschlag π auf die Stückkosten bestimmt ist. Für den regulierten Preis muss daher

$$\text{(A3)} \qquad p^{reg} \leq (1+\pi)\frac{C}{y} \quad \text{mit} \quad \pi > 0$$

gelten. Dies lässt sich unter Berücksichtigung von (A1) auch als Restriktion auf die Produktionskosten

$$\text{(A4)} \qquad C \geq C^{reg}(y) \equiv (1+\pi)^{-1} p(y) y$$

interpretieren. Das Gewinnmaximierungsproblem des Erzeugers lässt sich damit als

$$\text{(A5)} \qquad \max_{y,\,c} p(y)y - C \quad u.d.N. \quad C \geq (1+\pi)^{-1} p(y)y, \quad C \geq C^{min}(y)$$

[1] Die Nachfrage fällt im Preis, und die Erlösfunktion ist in ihrem steigenden Abschnitt konkav. Außerdem wird angenommen, dass (A1) in Gleichungs-, und nicht in Ungleichungsform $p \leq p(y)$ gilt. D.h. der Versorger rationiert die Nachfrager grundsätzlich nicht. Dies wäre mit der allgemeinen Versorgungspflicht, der die EVU unterliegen, auch unvereinbar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

schreiben. Die entsprechende Lagrangefunktion ist durch

$$L(y, C, \lambda^{reg}, \lambda^{tech}) = p(y)y - C + \lambda^{reg}\left(C - (1+\pi)^{-1} p(y)y\right) + \lambda^{tech}\left(C - C^{min}(y)\right) \tag{A6}$$

bestimmt, und aus dem Kuhn-Tucker-Theorem ergeben sich folgende Bedingungen erster Ordnung

$$\frac{\partial L}{\partial y} = \left(1 - \frac{\lambda^{reg}}{1+\pi}\right)\left(p(y) + y\frac{\partial p}{\partial y}\right) - \lambda^{tech}\frac{\partial C^{min}}{\partial y} \overset{!}{=} 0 \tag{A7}$$

$$\frac{\partial L}{\partial C} = -1 + \lambda^{reg} + \lambda^{tech} \overset{!}{=} 0 \tag{A8}$$

$$\lambda^{reg}\frac{\partial L}{\partial \lambda^{reg}} = \lambda^{reg}\left(C - (1+\pi)^{-1} p(y)y\right) \overset{!}{=} 0 \tag{A9}$$

$$\lambda^{tech}\frac{\partial L}{\partial \lambda^{tech}} = \lambda^{tech}\left(C - C^{min}(y)\right) \overset{!}{=} 0. \tag{A10}$$

Für eine Lösung mit $\lambda^{reg} = 0$ gilt wegen (A.8) auch $\lambda^{tech} = 1$, d.h. wenn die regulatorische Restriktion nicht greift, ist die technologische relevant. Weiter gilt dann wegen (A7)

$$p(y) + y\frac{\partial p}{\partial y} = \frac{\partial C^{min}}{\partial y}, \tag{A11}$$

also Grenzerlös gleich technologische Grenzkosten. Der Versorger verhält sich somit als reiner Monopolist. Die Lösung[2] von (A11) liefert den Monopoloutput y^{mon}. Wegen $\lambda^{tech} = 1$ und (A10) folgt sofort $C = C^{min}(y^{mon})$. Der Monopolist betreibt somit Kostenminimierung. Diese Situation ist in Schaubild 1 dargestellt. Diese Lösung ist für Parameterbereiche, in denen $C^{reg}(y^{mon}) \leq C^{min}(y^{mon})$ gilt, relevant.

Für eine Lösung mit $\lambda^{tech} = 0$, und somit wegen (A8) $\lambda^{reg} = 1$, greift die technologische Restriktion nicht, und nur die regulatorische Restriktion ist relevant. Aus (A7) folgt dann

$$-\frac{\partial p}{\partial y}\frac{y}{p(y)} = 1. \tag{A12}$$

Hier kann aufgrund der speziellen Preisregulierung die Optimalbedingung Grenzerlös gleich (regulatorisch bedingte) Grenzkosten nur für einen Grenz-

[2] Sofern (A11) eine innere Lösung besitzt, ist diese aufgrund der Annahmen an die Krümmungseigenschaften auch eindeutig. Allerdings ist auch eine Randlösung mit $y = 0$ möglich.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

erlös von Null gelten. Die Bedingung für ein Gewinnmaximum fällt daher mit der für ein Erlösmaximum zusammen. Sie liefert das erlös- und gewinnmaximierende Erzeugungsniveau y^{emax}, das nicht von der Produktionstechnologie abhängt. Die Produktionskosten bestimmen sich schließlich aus (A9) als

(A13) $$C=(1+\pi)^{-1}\, p\left(y^{emax}\right) y^{emax}.$$

Für einen rationalen Erzeuger ist es in diesem Fall folglich nicht optimal, Kostenminimierung im technologischen Sinne zu betreiben. Die Kosten liegen vielmehr über den technologischen Minimalkosten $C^{min}\left(y^{emax}\right)$ (Schaubild 2). Diese Lösung ist für Parameterbereiche, in denen $C^{reg}\left(y^{emax}\right) \geq C^{min}\left(y^{emax}\right)$ gilt, relevant.

Schließlich gilt für eine Randlösung mit $\lambda^{reg} > 0$ und $\lambda^{tech} > 0$ wegen (A9) und (A10)

(A14) $$C^{min}(y)=(1+\pi)^{-1}\, p(y)\, y,$$

d.h. $C^{\min}(y)=C^{reg}(y)$. Die technologische und die regulatorische Kostenrestriktion werden somit simultan erfüllt. Die Lösung[3] dieser Gleichung liefert den gewinnmaximierenden Output y^{opt}. Auch hier produziert der Erzeuger y^{opt} im Kostenminimum (Schaubild 3). Da $C^{min}(y)$ konvex und $C^{reg}(y)$ in relevanten Bereich konkav ist, wird die größere der beiden Lösungen von (A14) realisiert. Diese Randlösung ist für Parameterbereiche mit $C^{reg}\left(y^{emax}\right) \leq C^{min}\left(y^{emax}\right), C^{reg}\left(y^{mon}\right) \geq C^{min}\left(y^{mon}\right)$ relevant. Weitere Fälle sind durch die Krümmungseigenschaften von $C^{min}(y)$ und $C^{reg}(y)$ ausgeschlossen.

[3] Es gibt zwei Lösungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2. Zu: Längsschnittorientierte Panelanalyse für Deutschland – Erzeugungskapazitäten und Stromerzeugung der Verbundunternehmen

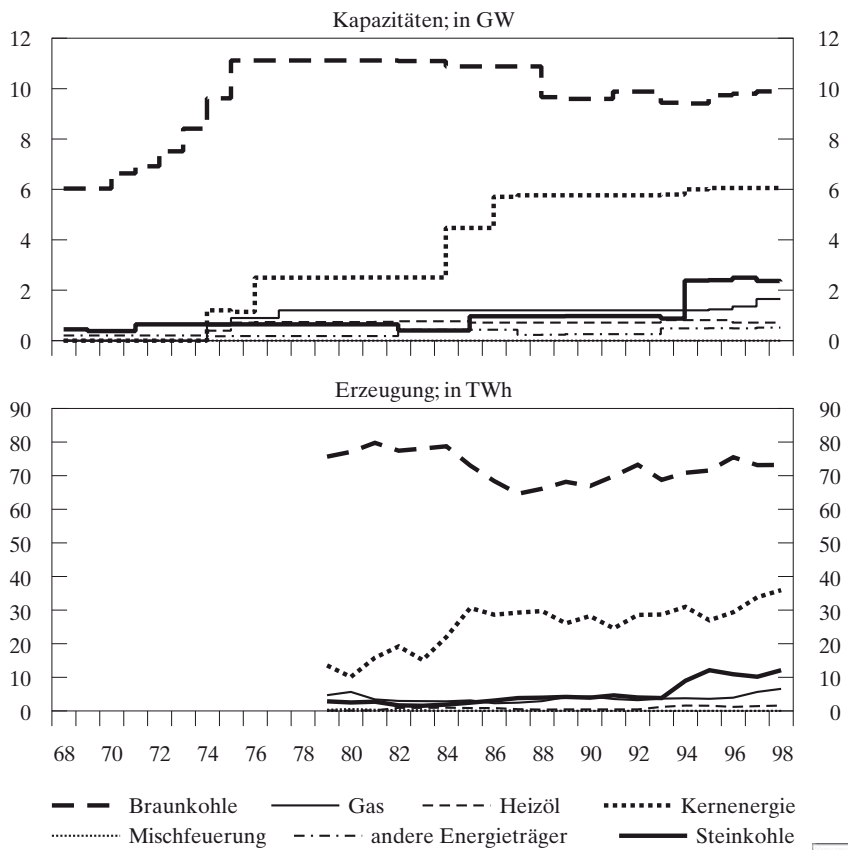
2.1 Schaubilder

Im Folgenden wird die zeitliche Entwicklung der Erzeugungskapazitäten und der Stromerzeugung getrennt nach Energieträgern/Erzeugungstechniken für die neun Verbundunternehmen dargestellt. Die dargestellten Daten stammen aus der VDEW Statistik Leistung und Arbeit, Jahrgänge 1968 bis 1998, wurden vom Autor aber bearbeitet.

Schaubild 8

RWE – Kapazitäten und Erzeugung

1968 bis 1998



VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

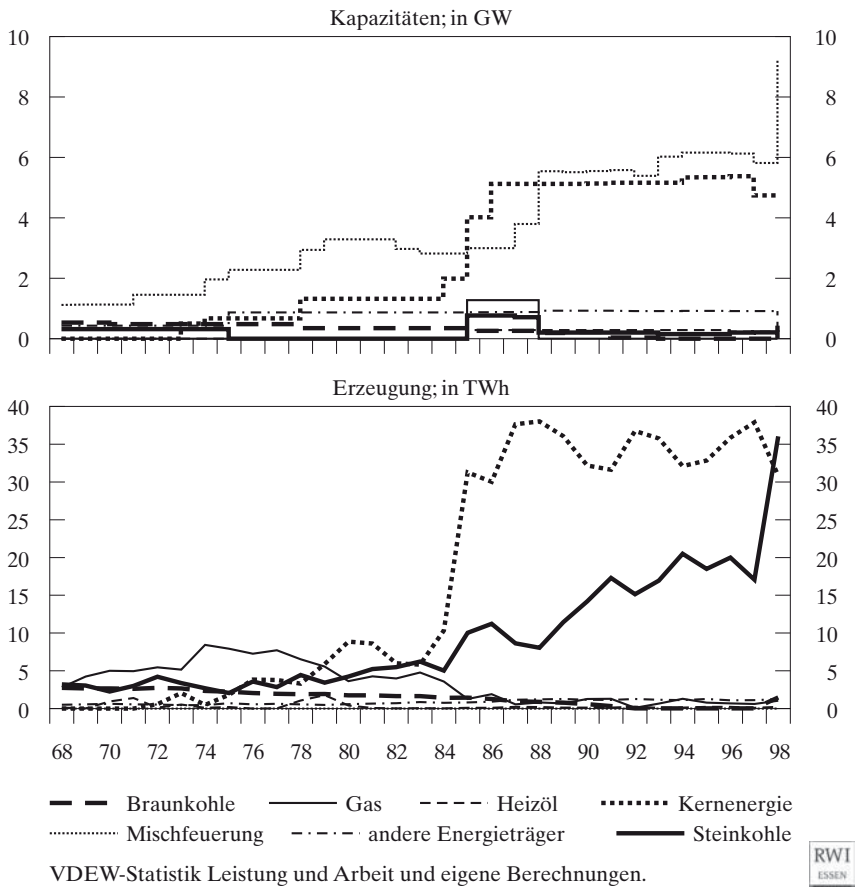
RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 9

PreussenElektra – Kapazitäten und Erzeugung

1968 bis 1998



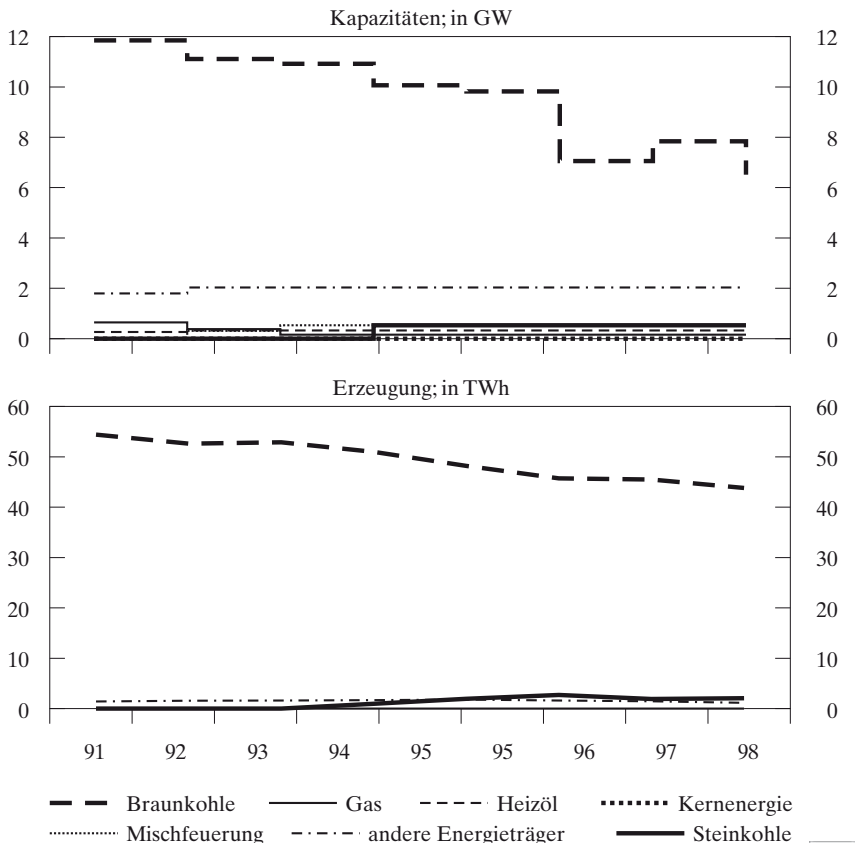
VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 10

VEAG – Kapazitäten und Erzeugung

1991 bis 1998



VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

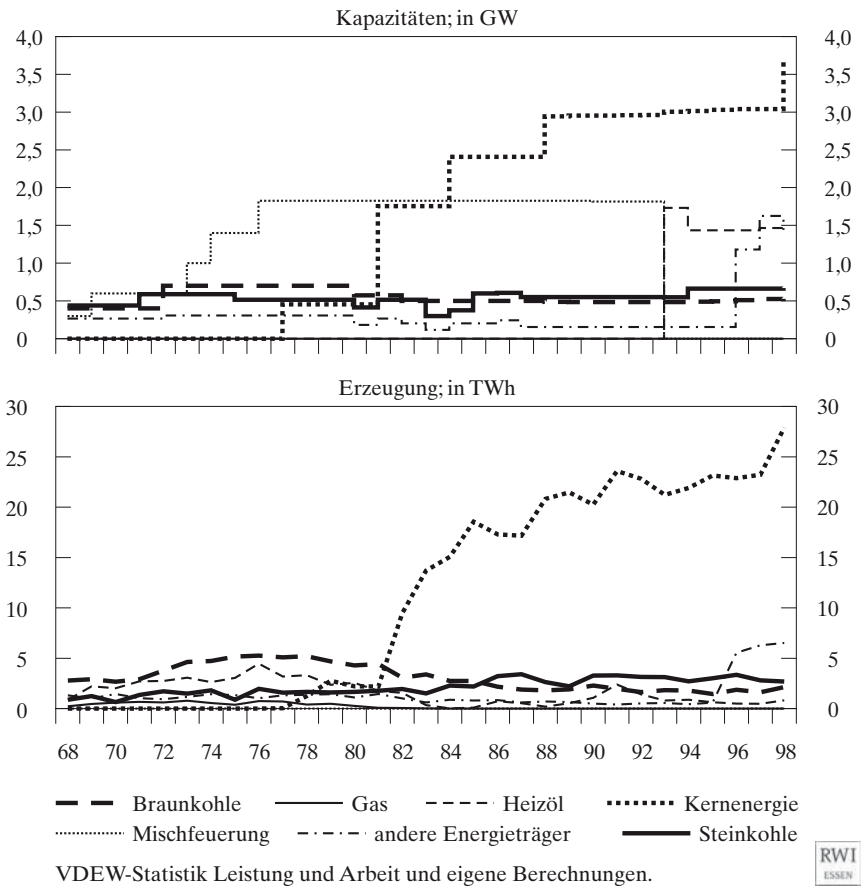
RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 11

Bayernwerk – Kapazitäten und Erzeugung

1968 bis 1998



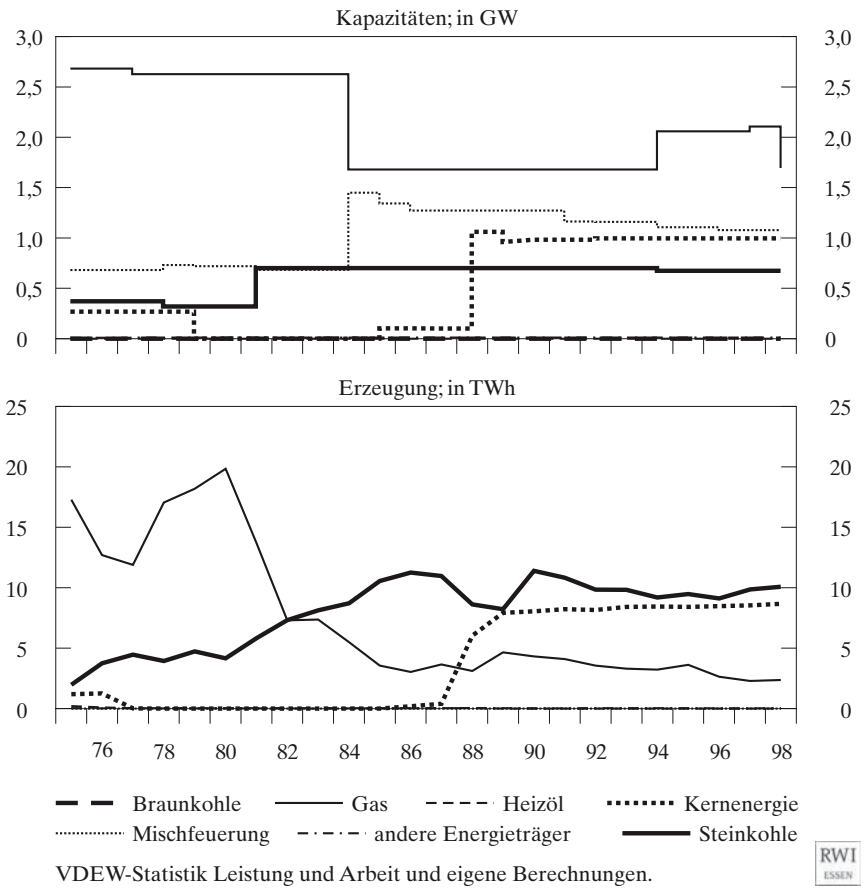
VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 12

VEW – Kapazitäten und Erzeugung

1975 bis 1998



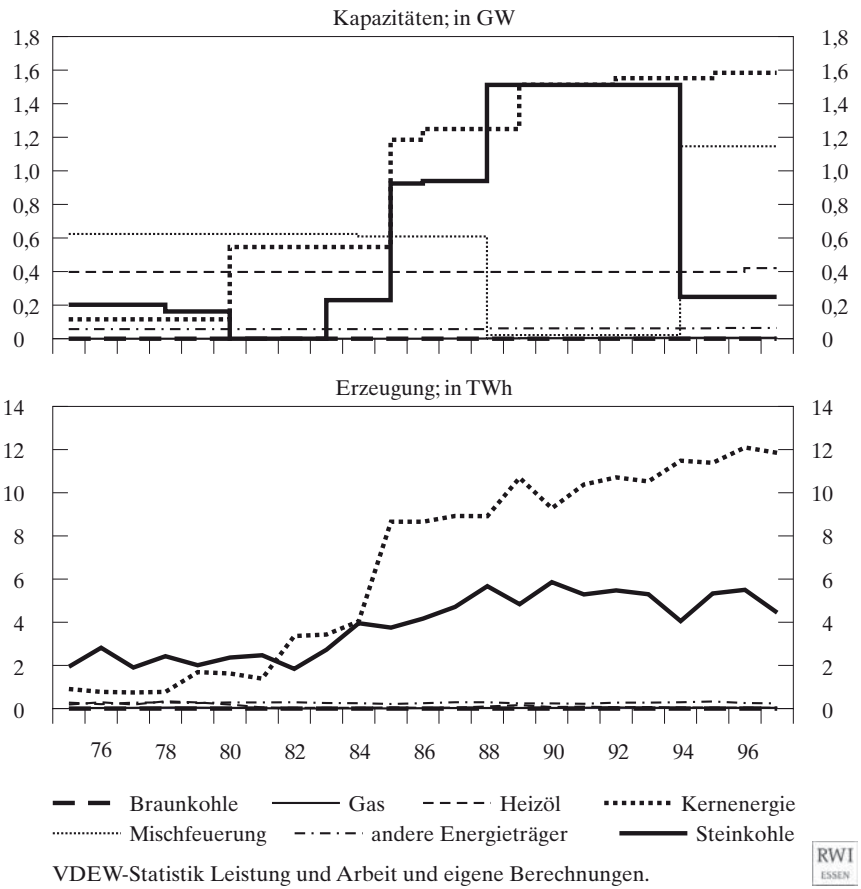
VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 13

Energieversorgung Schwaben – Kapazitäten und Erzeugung

1975 bis 1997



VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

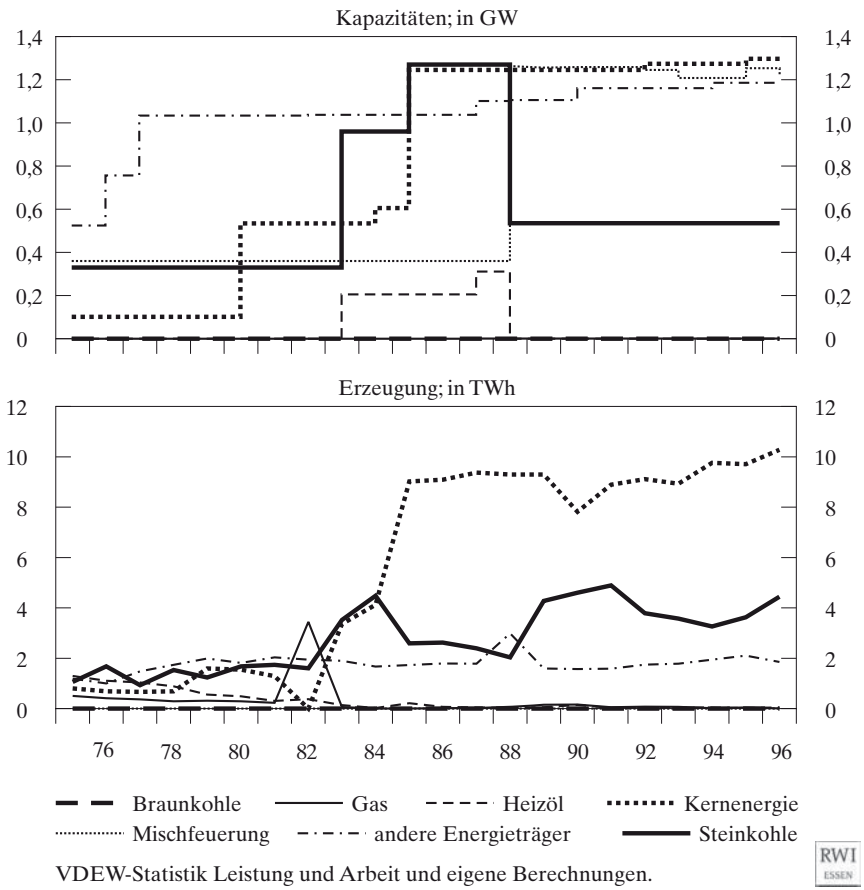
RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 14

Badenwerk – Kapazitäten und Erzeugung

1975 bis 1996



VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

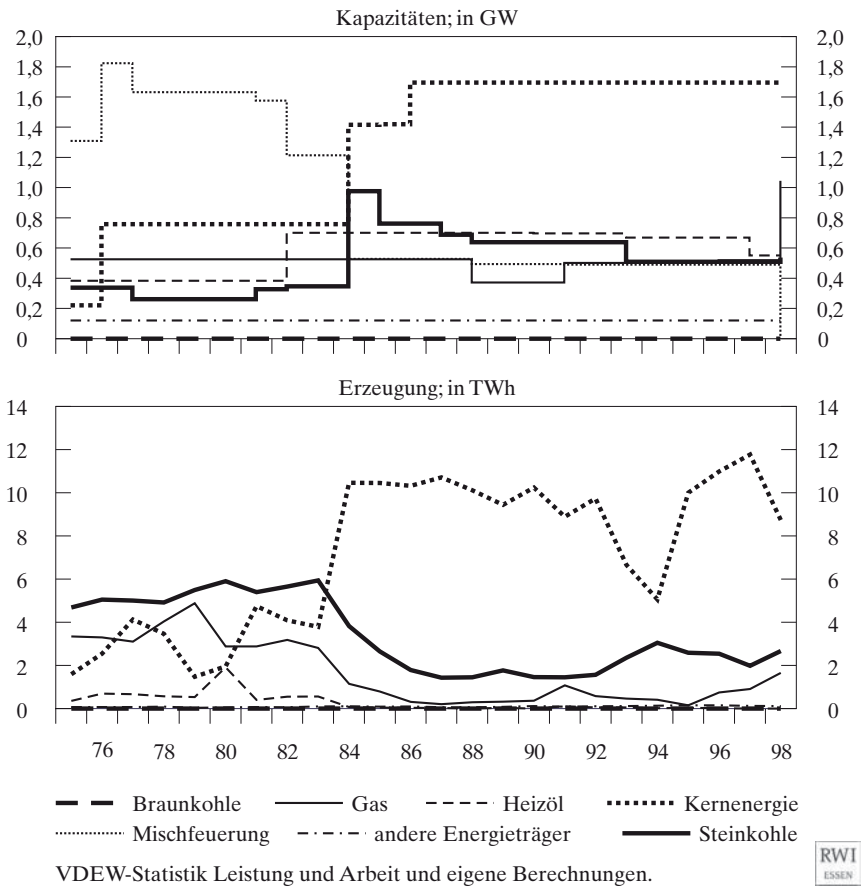
RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 15

Hamburgische Electricitätswerke – Kapazitäten und Erzeugung

1975 bis 1998



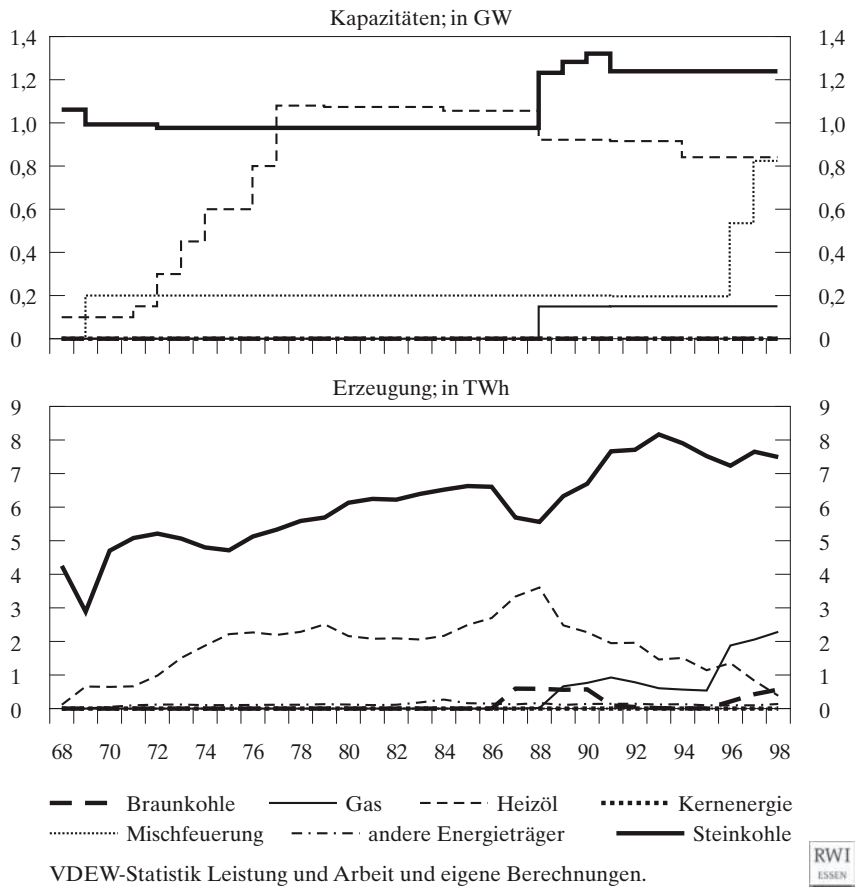
VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 16

Bewag – Kapazitäten und Erzeugung

1968 bis 1998



VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

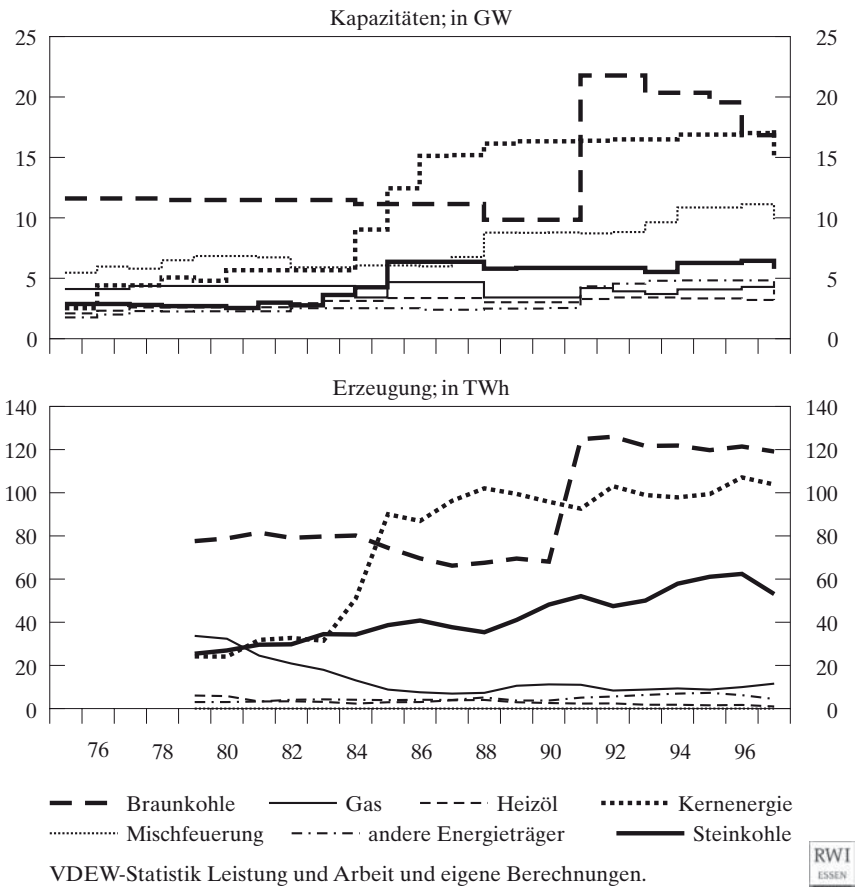
RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schaubild 17

Verbundunternehmen insgesamt – Kapazitäten und Erzeugung

1975 bis 1997



VDEW-Statistik Leistung und Arbeit und eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2.2 Unit-Root-Tests auf Stationarität der im fünften Kapitel verwendeten Zeitreihen

Tabelle 37

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der Kapazitäten
P-Werte

	Braun-kohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere	Misch-feuerung
RWE	0,9080	0,7940	0,8990	0,4450	0,6460	0,2630	–
PreussenElektra	0,1380	0,3170	0,2460	0,6450	0,3570	0,7360	0,2110
VEAG	0,1780	0,8570	0,9950	–	0,5980	0,4750	0,8390
Bayernwerk	0,6160	–	0,6180	0,4000	0,1460	0,9580	0,9310
VEW	–	0,6560	–	0,5690	0,7700	0,3020	0,6170
EVS	–	0,8510	0,9070	0,5450	0,8210	0,7220	0,7300
Badenwerk	–	0,5210	0,5020	0,7470	0,6960	0,1920	0,5460
HEW	–	0,9990	0,9280	0,4420	0,4580	–	0,2330
Bewag	–	0,5810	0,9670	–	0,5280	–	0,9420
gemeinsam	0,8811	0,9999	0,9999	0,9963	0,9982	0,9876	0,9987

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen. RWI ESSEN

Tabelle 38

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der logarithmischen Kapazitäten
P-Werte

	Braun-kohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere	Misch-feuerung
RWE	0,9040	0,1160	0,0110	0,5140	0,3670	0,2490	–
PreussenElektra	0,0830	–	0,9990	0,9220	0,6640	0,7520	0,2930
VEAG	0,1990	0,9070	0,9990	–	–	0,4750	0,5800
Bayernwerk	0,6280	–	0,7150	0,8640	0,1090	0,8770	0,7540
VEW	–	0,6490	–	0,5800	0,7200	0,3110	0,6300
EVS	–	0,5530	0,9070	0,8760	0,9280	0,7140	0,6680
Badenwerk	–	–	–	0,8990	0,7020	0,1580	0,5540
HEW	–	0,9980	0,9120	0,0180	0,5790	–	0,5100
Bewag	–	0,7740	0,9470	–	0,5200	–	0,9940
gemeinsam	0,8520	0,9950	0,9923	0,9866	0,9964	0,9840	0,9994

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen. RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 39

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der Kapazitäten
P-Werte

	Braun-kohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere	Misch-feuerung
RWE	0,0230	0,0020	0,0280	0,0010	0,0010	0,0010	–
PreussenElektra	0,0010	0,0020	0,0090	0,0390	0,0020	0,0010	0,0030
VEAG	0,0190	0,6420	0,7350	–	0,1360	0,2050	0,6140
Bayernwerk	0,0010	–	0,0010	0,0010	0,0020	0,0060	0,0010
VEW	–	0,0020	–	0,0010	0,0020	0,0010	0,0010
EVS	–	0,0030	0,0010	0,0030	0,0010	0,0040	0,0020
Badenwerk	–	0,0030	0,0010	0,0700	0,0020	0,1440	0,0030
HEW	–	0,0030	0,0010	0,0010	0,0010	–	0,0010
Bewag	–	0,0010	0,0160	–	0,0020	–	0,0070
gemeinsam	0,0164	0,0017	0,0039	0,0010	0,0002	0,0069	0,0014

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen. RWI ESSEN

Tabelle 40

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der logarithmischen Kapazitäten
P-Werte

	Braun-kohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere	Misch-feuerung
RWE	0,0340	0,0010	0,0020	0,0010	0,0010	0,0010	–
PreussenElektra	0,0010	–	0,0010	0,0140	0,0240	0,0010	0,0020
VEAG	0,0160	0,5840	0,8830	–	–	0,2050	0,2820
Bayernwerk	0,0010	–	0,4130	0,0010	0,0010	0,0010	0,0020
VEW	–	0,0020	–	0,0180	0,0030	0,0010	0,0010
EVS	–	0,5510	0,0010	0,0030	0,0070	0,0030	0,0020
Badenwerk	–	–	–	0,0040	0,0020	0,1280	0,0030
HEW	–	0,040	0,0020	0,0010	0,0010	–	0,0010
Bewag	–	0,480	0,1080	–	0,0020	–	0,0100
gemeinsam	0,0176	0,706	0,0290	0,0015	0,0005	0,0037	0,0014

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen. RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 41

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der Erzeugung
P-Werte

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	0,7660	0,9650	0,3820	0,4610	0,8160	0,5860
PreussenElektra	0,2670	0,3980	0,0840	0,4950	0,6550	0,3070
VEAG	0,5980	0,6790	0,3700	–	0,6250	0,9930
Bayernwerk	0,7110	0,1320	0,2400	0,5600	0,0090	0,9740
VEW	–	0,6500	0,1000	0,6470	0,7760	0,0920
EVS	–	0,4180	0,2850	0,3060	0,1850	0,1780
Badenwerk	–	0,0220	0,9450	0,5350	0,3830	0,1610
HEW	–	0,7630	0,0060	0,7246	0,6960	0,2530
Bewag	0,2970	0,9860	0,9730	–	0,1290	0,3590
gemeinsam	0,9770	0,9838	0,8092	0,9954	0,9425	0,9650

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen.

Tabelle 42

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der logarithmischen Erzeugung
P-Werte

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	0,7760	0,9330	0,2020	0,4890	0,6650	0,5750
PreussenElektra	0,3120	0,0480	0,0860	0,3270	0,0530	0,2420
VEAG	0,6410	0,7840	0,6940	–	0,8490	0,9970
Bayernwerk	0,6860	0,9700	0,2520	0,1960	0,0010	0,8340
VEW	–	0,5800	0,9470	0,5090	0,4950	0,1000
EVS	–	0,5200	0,5500	0,8200	0,1340	0,1570
Badenwerk	–	0,3240	0,0090	0,8680	0,1690	0,3290
HEW	–	0,7870	0,4490	0,3150	0,7890	0,1730
Bewag	0,9350	0,2130	0,5240	–	0,0530	0,0870
gemeinsam	0,9963	0,9937	0,8965	0,9872	0,6131	0,9289

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 43

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der Erzeugung
P-Werte

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	0,0060	0,0040	0,0010	0,0010	0,0110	0,0090
PreussenElektra	0,0210	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
VEAG	0,1380	0,3870	0,0710	–	0,2780	0,8110
Bayernwerk	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
VEW	–	0,0140	0,0420	0,0200	0,0070	0,0010
EVS	–	0,0020	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
Badenwerk	–	0,0010	0,0010	0,0010	0,0120	0,0010
HEW	–	0,0020	0,0010	0,0030	0,0170	0,0020
Bewag	0,0010	0,0010	0,0010	–	0,0010	0,0010
gemeinsam	0,0177	0,0006	0,0002	0,0004	0,0017	0,0003

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen. RWI ESSEN

Tabelle 44

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der logarithmischen Erzeugung
P-Werte

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	0,0060	0,0060	0,0070	0,0010	0,0100	0,0060
PreussenElektra	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
VEAG	0,1490	0,5410	0,0920	–	–	0,9360
Bayernwerk	0,0010	0,0820	0,0050	0,0100	0,0010	0,0010
VEW	–	0,0030	0,6940	0,0100	0,0030	0,0010
EVS	–	0,0080	0,0180	0,0010	0,0010	0,0010
Badenwerk	–	0,0020	0,0020	0,0130	0,0010	0,0010
HEW	–	0,0010	0,0030	0,0070	0,0370	0,0010
Bewag	0,1750	0,0760	0,0010	–	0,0010	0,0010
gemeinsam	0,0332	0,0070	0,0049	0,0020	0,0004	0,0003

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen. RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 45

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der erklärenden Variablen
P-Werte

	$P_{Braunkohle}$	P_{Gas}	$P_{Heizöl}$	$P'_{Steinkohle}$	Nachfrage	Lastfaktor
RWE	–	–	–	–	0,8490	0,2650
PreussenElektra	–	–	–	–	0,4060	0,1840
VEAG	–	–	–	–	0,2900	0,3900
Bayernwerk	–	–	–	–	0,5360	0,0020
VEW	–	–	–	–	0,6410	0,3250
EVS	–	–	–	–	0,6820	0,0170
Badenwerk	–	–	–	–	0,2090	0,1160
HEW	–	–	–	–	0,8440	0,7370
Bewag	–	–	–	–	0,1760	0,2910
gemeinsam	0,6510	0,8750	0,6970	0,5080	0,9949	0,5533

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen.

Tabelle 46

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der nicht-spezifischen Kapazitäten
P-Werte

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	0,3080	0,1990	0,8530	0,8480	0,9250	0,8690
PreussenElektra	0,3230	0,4870	0,3210	0,0640	0,2250	0,3310
VEAG	0,9280	0,1496	0,3140	0,3240	0,2340	0,2650
Bayernwerk	0,1850	0,6530	0,5540	0,5820	0,3160	0,7190
VEW	0,4040	0,9210	0,4040	0,4640	0,5770	0,4040
EVS	0,6520	0,0300	0,6630	0,6130	0,3350	0,6540
Badenwerk	0,9210	0,6900	0,9250	0,7920	0,7800	0,8430
HEW	0,0070	0,8530	0,0030	0,0070	0,0010	0,0070
Bewag	0,4790	0,3210	0,9560	0,6010	0,7190	0,0886
gemeinsam	0,9408	0,9681	0,9611	0,9310	0,8693	0,9237

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 47

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der logarithmischen erklärenden Variablen

P-Werte

	$P_{Braunkohle}$	P_{Gas}	$P_{Heizöl}$	$P_{Steinkohle}$	Nachfrage	Lastfaktor
RWE	–	–	–	–	0,8170	0,3040
PreussenElektra	–	–	–	–	0,2980	0,2250
VEAG	–	–	–	–	0,2730	0,3930
Bayernwerk	–	–	–	–	0,7550	0,0020
VEW	–	–	–	–	0,6590	0,3230
EVS	–	–	–	–	0,9230	0,0200
Badenwerk	–	–	–	–	0,4110	0,0990
HEW	–	–	–	–	0,8430	0,7390
Bewag	–	–	–	–	0,2860	0,3380
gemeinsam	0,7620	0,9230	0,7130	0,5530	0,9988	0,5833

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen. RWI ESSEN

Tabelle 48

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der logarithmischen nicht-spezifischen Kapazitäten

P-Werte

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	0,8840	0,9130	0,9100	0,8710	0,9320	0,9120
PreussenElektra	0,6180	0,4890	0,5510	0,1290	0,6030	0,4600
VEAG	0,9190	0,4560	0,3120	0,3190	0,2420	0,2680
Bayernwerk	0,7420	0,7450	0,7870	0,5920	0,8160	0,9060
VEW	0,4130	0,4820	0,4130	0,4600	0,5940	0,4130
EVS	0,7250	0,7260	0,7540	0,5920	0,2480	0,7300
Badenwerk	0,9410	0,9410	0,9430	0,7170	0,7950	0,9200
HEW	0,0040	0,0120	0,0030	0,0150	0,0020	0,0040
Bewag	0,7410	0,7730	0,8810	0,7410	0,3370	0,7410
gemeinsam	0,9900	0,9926	0,9780	0,9668	0,9281	0,9763

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen. RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 49

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Stationarität der ersten Differenzen der erklärenden Variablen

P-Werte

	$P_{Braunkohle}$	P_{Gas}	$P_{Heizöl}$	$P_{Steinkohle}$	Nachfrage	Lastfaktor
RWE	–	–	–	–	0,0020	0,0010
PreussenElektra	–	–	–	–	0,0010	0,0010
VEAG	–	–	–	–	0,0970	0,1180
Bayernwerk	–	–	–	–	0,0070	0,0010
VEW	–	–	–	–	0,0040	0,0020
EVS	–	–	–	–	0,0140	0,0010
Badenwerk	–	–	–	–	0,0010	0,0010
HEW	–	–	–	–	0,0020	0,0010
Bewag	–	–	–	–	0,0010	0,0010
gemeinsam	0,0020	0,0090	0,0010	0,0020	0,0007	0,0001

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen.

RWI ESSEN

Tabelle 50

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Staionarität der ersten Differenzen der nicht-sepzifischen Kapazitäten

P-Werte

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	0,0010	0,0120	0,0110	0,0130	0,0120	0,0130
PreussenElektra	0,0030	0,0010	0,0030	0,0010	0,0020	0,0020
VEAG	0,1030	0,0310	0,0280	0,0250	0,0180	0,0230
Bayernwerk	0,0010	0,0010	0,0010	0,0030	0,0010	0,0010
VEW	0,0030	0,0010	0,0030	0,0120	0,0010	0,0030
EVS	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0030	0,0010
Badenwerk	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
HEW	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
Bewag	0,0070	0,0110	0,0040	0,0070	0,0080	0,0070
gemeinsam	0,0003	0,0002	0,0003	0,0005	0,0003	0,0003

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen.

RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 51

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Staionarität der ersten Differenzen der logarithmischen erklärenden Variablen

P-Werte

	$P_{Braunkohle}$	P_{Gas}	$P_{Heizöl}$	$P_{Steinkohle}$	Nachfrage	Lastfaktor
RWE	–	–	–	–	0,0260	0,0010
PreussenElektra	–	–	–	–	0,0010	0,0010
VEAG	–	–	–	–	0,0880	0,1220
Bayernwerk	–	–	–	–	0,0030	0,0010
VEW	–	–	–	–	0,0160	0,0110
EVS	–	–	–	–	0,0240	0,0010
Badenwerk	–	–	–	–	0,0010	0,0010
HEW	–	–	–	–	0,0080	0,0010
Bewag	–	–	–	–	0,0010	0,0010
gemeinsam	0,0020	0,0020	0,0010	0,0050	0,0026	0,0002

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen.

RWI ESSEN

Tabelle 52

Ergebnisse von Phillips-Perron-Tests auf Staionarität der ersten Differenzen der logarithmischen nicht-spezifischen Kapazitäten

P-Werte

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	0,0010	0,0210	0,0180	0,0240	0,0240	0,0200
PreussenElektra	0,0040	0,0040	0,0050	0,0010	0,0040	0,0050
VEAG	0,1030	0,0250	0,0240	0,0200	0,0160	0,0180
Bayernwerk	0,0010	0,0010	0,0010	0,0030	0,0010	0,0010
VEW	0,0040	0,0010	0,0040	0,0120	0,0010	0,0040
EVS	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0030	0,0010
Badenwerk	0,0010	0,0010	0,0010	0,0030	0,0020	0,0010
HEW	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
Bewag	0,0040	0,0060	0,0020	0,0040	0,0010	0,0040
gemeinsam	0,0003	0,0003	0,0003	0,0007	0,0003	0,0004

Eigene Berechnungen. – Regression mit Konstante und Trend, 4 Lags für ausreichend lange Reihen.

RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2.3 Tests auf kointegrierende Beziehungen zwischen den im fünften Kapitel verwendeten Zeitreihen

Tabelle 53

Ergebnisse von Phillips-Ouliaris-Tests auf kointegrierende Beziehung zwischen Erzeugung und spezifischen Kapazitäten
Test-Statistik

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	–7,0132	–7,4451	–3,9073	–15,4275	–23,0880	–14,1054
PreussenElektra	–19,1898	–2,8293	–16,5859	–24,7162*	4,4653	–3,8808
VEAG	–10,5007	–7,6371	–5,6283	–	–6,9974	–2,6301
Bayernwerk	–7,0557	–	–7,8254	–24,2806*	–9,9481	–39,4277**
VEW	–	–9,8032	–	–14,7196	–12,1954	–17,2430
EVS	–	–10,2330	–6,1890	–12,5487	–7,7880	–12,6086
Badenwerk	–	–18,6129	–4,5499	–10,4197	–4,8169	–17,3349
HEW	–	–2,9667	–30,4547**	–13,9745	–6,1276	–6,8503
Bewag	–	–7,9475	–6,1856	–	–7,6255	–

Spezifische Kapazitäten als Regressor. 4 Lags für ausreichend lange Reihen. Für Typ-3 Test weist ** die Null-Hypothese auf dem 0,01, * auf 0,05-Niveau zurück.

RWI ESSEN

Tabelle 54

Ergebnisse von Phillips-Ouliaris-Tests auf kointegrierende Beziehung zwischen logarithmischer Erzeugung und logarithmischen spezifischen Kapazitäten
Test-Statistik

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	–6,8723	–7,2131	–5,7053	–14,8110	–18,9699	–10,0096
PreussenElektra	–31,8315**	–	–13,3420	–22,3463*	–4,3680	–2,5552
VEAG	–10,3342	–5,4769	–3,1105	–	–	–17,7638
Bayernwerk	–5,1790	–	–4,8160	–21,9130*	–11,4193	–16,8452
VEW	–	–8,7831	–	–9,2529	–16,4848	–13,0509
EVS	–	–19,4524	–5,8229	–16,1679	–8,3748	–17,5738
Badenwerk	–	–	–6,7478	–14,6855	–6,5170	–9,1490
HEW	–	–4,0153	–2,3340	–18,5830	–8,1171	–
Bewag	–	–11,3007	–23,0539*	–	–7,8854	–

Log-Spezifische Kapazitäten als Regressor. 4 Lags für ausreichend lange Reihen. Für Typ-3 Test weist ** die Null-Hypothese auf dem 0,01, * auf 0,05-Niveau zurück.

RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 55

Ergebnisse von Phillips-Ouliaris-Tests auf kointegrierende Beziehung zwischen Erzeugung und Nachfrage sowie Kapazitäten

Test-Statistik

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	–8,9891	–8,7164	–10,0474	–17,2302	–23,7105	–11,1314
PreussenElektra	–18,5250	–13,8355	–16,1243	–21,8097	–32,4561*	–16,4282
VEAG	–8,5187	–10,0452	–11,0648	–	–7,4886	–4,8303
Bayernwerk	–28,1484	–	–16,4679	–19,7409	–28,3114	–38,3448*
VEW	–	–12,2552	–	–26,7891	–12,2953	–16,9950
EVS	–	–12,1829	–10,8715	–19,0820	–23,0134	–11,8505
Badenwerk	–	–21,4235	–11,6915	–10,3906	–9,3288	–17,8912
HEW	–	–19,5022	–31,2585	–16,0427	–7,8285	–11,8274
Bewag	–	–9,9796	–12,8565	–	–13,0755	–

Spezifische Kapazitäten, Nicht-Spezifische Kapazitäten und Nachfrage als Regressor. 4 Lags für ausreichend lange Reihen. Für Typ-3 Test weist ** die Null-Hypothese auf dem 0,01, * auf 0,05-Niveau zurück.

RWI ESSEN

Tabelle 56

Ergebnisse von Phillips-Ouliaris-Tests auf kointegrierende Beziehung zwischen logarithmischer Erzeugung und logarithmischer Nachfrage sowie logarithmischen Kapazitäten

Test-Statistik

	Braunkohle	Gas	Heizöl	Kern-energie	Stein-kohle	Andere
RWE	–11,5457	–7,82530	–18,5184	–16,0610	–21,4996	–10,2081
PreussenElektra	–33,2449*	–	–15,2587	–22,7038	–11,6905	–13,7601
VEAG	–8,4997	–9,0758	–9,0470	–	–	–4,8541
Bayernwerk	–24,5148	–	–8,5240	–25,3950	–34,7511*	–21,9400
VEW	–	–11,8267	–	–9,0225	–18,9229	–16,6278
EVS	–	–18,2242	–8,1122	–23,4056	–21,9545	–12,2729
Badenwerk	–	–	–6,2902	–17,3861	–10,6919	–18,1525
HEW	–	–17,0450	–7,4529	–15,1855	–11,0694	–14,3686
Bewag	–	–12,2697	–33,3912*	–	–21,0577	–

Log-Spezifische Kapazitäten, Log-Nicht-Spezifische Kapazitäten und Log-Nachfrage als Regressor. 4 Lags für ausreichend lange Reihen. Für Typ-3 Test weist ** die Null-Hypothese auf dem 0,01, * auf 0,05-Niveau zurück.

RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

3. Zu: Strukturmodell für die USA

3.1 Definition verschiedener Anteilsvariablen

„Outputanteile“ s_{li} messen den Anteil der Erzeugungstechniken l an der Gesamterzeugung eines Unternehmens

$$s_{li} \equiv \frac{y_{li}}{\sum_{m=1}^{L} y_{mi}} \quad \text{für} \quad l, m = 1, \ldots, L. \tag{A15}$$

Die Variablen s_{li}^{var} messen den Anteil am kurzfristig variablen Output

$$s_{li}^{\text{var}} \equiv \frac{y_{li}}{\sum_{m=1}^{k} y_{mi}} = \left(1 - s_i^{ex}\right)^{-1} s_{li} \quad \text{für } l, m = 1, \ldots, k. \tag{A16}$$

Entsprechend bezeichnet s_i^{ex} den Anteil der kurzfristig exogenen Techniken $k + 1, \ldots, L$ an der Gesamterzeugung

$$s_i^{ex} \equiv \sum_{l=k+1}^{L} s_{li} \quad \text{für } l = k+1, \ldots, L. \tag{A17}$$

Schließlich sind „Inputanteile“ s_{li}^{inp} als

$$s_{li}^{inp} \equiv \frac{x_{li}}{\sum_{m=1}^{k} x_{mi}} \quad \text{für } l, m = 1, \ldots, k \tag{A18}$$

definiert, wobei die x_{li} in Energieeinheiten gemessen sind. Ihre kostenminimierenden Werte können aus (23) im sechsten Kapitel

$$\frac{x_{li}}{x_{mi}} = \frac{s_{li}}{s_{mi}} \frac{p_{mi}}{p_{li}} \quad l, m = 1, \ldots, k \tag{A19}$$

in folgender Form abgeleitet werden

$$s_{li}^{inp} = \left(\sum_{m=1}^{k} \frac{s_{mi}}{s_{li}} \frac{p_{li}}{p_{mi}} \right)^{-1} \quad l, m = 1, \ldots, k. \tag{A20}$$

3.2 Summationsbedingungen

Die notwendigen Summationsbedingungen für die kurzfristigen Semielastizitäten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$\text{(A21)} \qquad \sum_{l=1}^{k} \frac{\partial s_{li}}{\partial p_{mi}} p_{mi} = -\left(1 - s_i^{\text{var}}\right) s_{mi}^{\text{var}} \left(1 - s_{mi}^{\text{var}} - \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq m}}^{k} s_{li}^{\text{var}} \right) \left(\frac{\beta}{1-\beta} \right) = 0$$

$$\sum_{m=1}^{k} \frac{\partial s_{li}}{\partial p_{mi}} = p_{mi} - \left(1 - s_i^{\text{var}}\right) s_{li}^{\text{var}} \left(1 - s_{li}^{\text{var}} - \sum_{\substack{m=1 \\ m \neq l}}^{k} s_{mi}^{\text{var}} \right) \left(\frac{\beta}{1-\beta} \right) = 0$$

sind erfüllt, da $\sum_{l=1}^{k} s_{li}^{\text{var}} = 1$ per Definition gilt.

3.3 Generalisierte Spezifikation

Um sicher zu stellen, dass $s_i^{ex} \leq 1$ auch für $L > k+1$ gilt, kann die Spezifikation der s_{li} für $l > k$ (Gleichung (9) im sechsten Kapitel) z.B. in folgender Weise verallgemeinert werden:

$$\text{(A22)} \quad s_{li} = \frac{\exp\left(\sum_{m=k+1}^{L} \left(\gamma_m' z_{mi} + \varepsilon_{mi} \right) \right)}{1 + \exp\left(\sum_{m=k+1}^{L} \left(\gamma_m' z_{mi} + \varepsilon_{mi} \right) \right)} \cdot \frac{\exp\left(\gamma_l' z_{li} + \varepsilon_{li} \right)}{\sum_{m=k+1}^{L} \exp\left(\gamma_m' z_{mi} + \varepsilon_{mi} \right)} \quad \text{für} \quad l = k+1, \ldots, L.$$

Für den Spezialfall $L = k+1$ reduziert sich der Ausdruck auf $\frac{\exp\left(\gamma_l' z_{li} + \varepsilon_{li}\right)}{1 + \exp\left(\gamma_l' z_{li} + \varepsilon_{li}\right)}$, der aus Gleichung (9) im sechsten Kapitel bekannten Spezifikation.

3.4 Bedingte Outputanteile

Berücksichtigt man explizit die qualitative Energieträgerwahl und die verallgemeinerte Spezifikation aus Abschnitt 3.3 des Anhangs, können die bedingten Outputanteile $s_{li} \mid \overline{y}_i$ (Gleichung (9) im sechsten Kapitel) in folgender Form reformuliert werden

$$\text{(A23)} \quad s_{li} \mid \overline{y}_i = \begin{cases} \left(1 - s_i^{ex}\right) \dfrac{\tilde{y}_{li} \exp\left(\left(\dfrac{\gamma_l}{1-\beta} \right) z_{li} + \left(\dfrac{\beta}{\beta - 1} \right) \log\left(p_{li}\right) + \dfrac{1}{1-\beta} \varepsilon_{li} \right)}{d_i(1,k) + \sum_{m=1}^{k} \tilde{y}_{mi} \exp\left(\left(\dfrac{\gamma_m}{1-\beta} \right)' z_{mi} + \left(\dfrac{\beta}{\beta - 1} \right) \log\left(p_{mi}\right) + \dfrac{1}{1-\beta} \varepsilon_{mi} \right)} & \text{für } l = 1, \ldots, k \\ \dfrac{\exp\left(\sum_{m=k+1}^{L} \tilde{y}_{mi} \left(\gamma_m' z_{mi} + \varepsilon_{mi} \right) \right)}{1 - d_i(1,k) + \exp\left(\sum_{m=k+1}^{L} \tilde{y}_{mi} \left(\gamma_m' z_{mi} + \varepsilon_{mi} \right) \right)} \cdot \dfrac{\tilde{y}_{li} \exp\left(\gamma_l' z_{li} + \varepsilon_{li} \right)}{d_i(k+1, L) + \sum_{m=k+1}^{L} \tilde{y}_{mi} \exp\left(\gamma_m' z_{mi} + \varepsilon_{mi} \right)} & \text{für } l = k+1, \ldots, L. \end{cases}$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Mit $d(l, m)$ ist dabei eine Indikatorfunktion definiert, die, wenn keine der Techniken l bis m genutzt wird, den Wert 1, sonst aber den Wert 0 annimmt. Für nicht erzeugende Unternehmen sind keine Anteile definiert.

4. Zum methodischen Exkurs

4.1 Analytischer Vergleich des *SY*- und des Heckman-Schätzers

Betrachtet werden der klassische Heckman- und der SY-Schätzer. Um den Vergleich zu vereinfachen, werden die Parameter α als bekannt angenommen. Mit X_{LNxLk} sei die Regressormatrix bezeichnet, wobei jede Zeile $\left[0_{1xk(l-1)}\, x_{li}^{'}, \lambda(z_{li}^{'}\alpha_l), 0_{1xk(L-l)}\right]$ aus der gemeinsamen Verteilung $f(x, \lambda(z))$ gezogen ist. D bezeichne eine Diagonalmatrix mit Diagonalelementen 1 für selektierte und 0 für nicht selektierte Einheiten. Somit ist $P = E(D|\, Z)$ ebenfalls diagonal mit Diagonalelementen $\Phi(z_{li}^{'}\alpha_l)$. Mit β' ist der Parametervektor $\left[\beta_1^{'}\delta_1 \ldots \beta_L^{'}\delta_L\right]$ bezeichnet und mit $\tilde{\varepsilon} = \varepsilon - \delta\lambda$ bzw. $\xi = (D-P)X\beta + D\tilde{\varepsilon}$ die Vektoren der Störterme beider Modelle. Unter Verwendung dieser Notation lassen sich der einfachste multivariate Heckman – (IPOLS) und der *SY*-Schätzer – ohne SURE-Korrektur – folgendermaßen schreiben:

(A24) $$\hat{\beta}_{Heckman} = (X'DX)^{-1}X'DY$$

(A25) $$\hat{\beta}_{SY} = (X'PPX)^{-1}X'PY.$$

Da

(A26) $$\hat{\beta}_{Heckman} = \beta + (X'DX)^{-1}X'D\tilde{\varepsilon}$$

(A27) $$\hat{\beta}_{SY} = \beta + (X'PPX)^{-1}X'P\xi,$$

(A28) $$\operatorname{plim}\left(\frac{X'D\tilde{\varepsilon}}{N}\right) = \operatorname{plim}\left(\frac{X'P\xi}{N}\right) = 0,$$

gilt, sind beide konsistent. Ihre asymptotischen Varianzen sind

(A29) $$As.Var\left(\hat{\beta}_{Heckman}\right) = \operatorname{plim}\left(\frac{X'DX}{N}\right)^{-1}\left(\frac{X'D\tilde{\varepsilon}\tilde{\varepsilon}DX}{N}\right)\left(\frac{X'DX}{N}\right)^{-1}$$

(A30) $$As.Var\left(\hat{\beta}_{SY}\right) = \operatorname{plim}\left(\frac{X'PPX}{N}\right)^{-1}\left(\frac{X'P\xi\xi'PX}{N}\right)\left(\frac{X'PPX}{N}\right)^{-1}.$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Deren Vergleich vereinfacht sich, da

$$\text{(A31)} \qquad \operatorname{plim}\left(\frac{X'DX}{N}\right)=\operatorname{plim}\left(\frac{X'PX}{N}\right)$$

$$\text{(A32)} \qquad \operatorname{plim}\left(\frac{X'D\tilde{\varepsilon}\tilde{\varepsilon}'DX}{N}\right)=\operatorname{plim}\left(\frac{X'\tilde{\Omega}X}{N}\right)$$

$$\text{(A33)} \qquad \operatorname{plim}\left(\frac{X'P(D-P)X\beta\beta'X'(D-P)PX}{N}\right)=\operatorname{plim}\left(\frac{X'\psi X}{N}\right)$$

gilt, wobei $\Omega, \tilde{\Omega}$ und $\Psi \equiv \textit{Direct Product}\left(Var\left(d|Z\right), X\beta\beta'X'\right)$ p.d. sind, und ihre Elemente folgende Form aufweisen[4]:

$$\Omega_{llii}=\operatorname{var}\left(\varepsilon_l \,|\, d_{li}=1\right)$$

$$\Omega_{lmii}=\operatorname{cov}\left(\varepsilon_l,\varepsilon_m \,|\, d_{li}\,d_{mi}=1\right)+\left(\delta_l\lambda_{li}-\delta_{lm}^{'}\lambda_{lmi}\right)\left(\delta_m\lambda_{mi}-\delta_{ml}^{'}\lambda_{mli}\right)$$

$$\tilde{\Omega}_{llii}=\Phi\left(z_{li}^{'}\alpha_l\right)\Omega_{llii}$$

$$\tilde{\Omega}_{lmii}=\Phi_{lm}^{biv}\Omega_{lmii}$$

$$\Psi_{llii}=\Phi\left(z_{li}^{'}\alpha_l\right)\left(1-\Phi\left(z_{li}^{'}\alpha_l\right)\right)\left(x_{li}^{'}\beta_l+\delta_l\lambda_{li}\right)^2$$

$$\Psi_{lmii}=\left(\Phi_{lm}^{biv}-\Phi\left(z_{li}^{'}\alpha_l\right)\Phi\left(z_{mi}^{'}\alpha_m\right)\right)*\left(x_{li}^{'}\beta_l+\delta_l\lambda_{li}\right)\left(x_{mi}^{'}\beta_m+\delta_m\lambda_{mi}\right)$$

$$\Omega_{lmii'}=\tilde{\Omega}_{lmii'}=\Psi_{lmii'}=0 \quad \text{für} \quad i\neq i'.$$

Die asymptotischen Varianzen können daher in der Form

$$\text{(A34)} \qquad As.Var\left(\hat{\beta}_{Heckman}\right)=\operatorname{plim}\left(\frac{X'PX}{N}\right)^{-1}\left(\frac{X'\tilde{\Omega}X}{N}\right)\left(\frac{X'PX}{N}\right)^{-1}$$

---

4 Für den bedingten Erwartungswert gilt

$$E\left(\varepsilon_{li}\,|\,d_{li}d_{mi}=1\right)=\sigma_{\varepsilon_l v_l}\phi\left(z_{li}^{'}\alpha_l\right)\Phi\left(\left(z_{mi}^{'}\alpha_m-\rho_{v_l v_m}z_{li}^{'}\alpha_l\right)\left(1-\rho_{v_l v_m}^2\right)^{-\frac{1}{2}}\right)\left(\Phi^{biv}\left(z_{li}^{'}\alpha_l,z_{mi}^{'}\alpha_m,\sigma_{v_l v_m}\right)\right)^{-1}$$

$$+\sigma_{\varepsilon_l \eta_m}\phi\left(z_{mi}^{'}\alpha_m\right)\Phi\left(\left(z_{li}^{'}\alpha_l-\rho_{v_l v_m}z_{mi}^{'}\alpha_m\right)\left(1-\rho_{v_l v_m}^2\right)^{-\frac{1}{2}}\right)\left(\Phi^{biv}\left(z_{li}^{'}\alpha_l,z_{mi}^{'}\alpha_m,\sigma_{v_l v_m}\right)\right)^{-1}$$

(Vella 1997: 154). Zur Vereinfachung der Notation werden $E\left(\varepsilon_{li}\,|\,d_{li}d_{mi}=1\right)=\delta_{lm}^{'}\lambda_{lmi}$ und $\Phi^{biv}\left(z_{li}^{'}\alpha_l,z_{mi}^{'}\alpha_m,\sigma_{v_l v_m}\right)=\Phi_{lm}^{biv}$ als Abkürzungen verwendet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$(A35) \qquad As.Var\left(\hat{\beta}_{SY}\right) = \text{plim}\left(\frac{X'PPX}{N}\right)^{-1}\left(\frac{X'P\tilde{\Omega}PX}{N}\right)\left(\frac{X'PPX}{N}\right)^{-1}$$

$$+\text{plim}\left(\frac{X'PPX}{N}\right)^{-1}\left(\frac{X'P\Psi PX}{N}\right)\left(\frac{X'PPX}{N}\right)^{-1}$$

geschrieben werden. Im Allgemeinen kann eine – in Hinblick auf die Varianz – asymptotische Überlegenheit von $\hat{\beta}_{Heckman}$ gegenüber $\hat{\beta}_{SY}$ allerdings nicht gezeigt werden, wie Amemiya (1985: 371–372) für den univariaten Fall deutlich macht. Wenn aber $X\beta\beta'X'$ von 0 abweicht, bestimmt Ψ maßgeblich die Varianz des *SY*-Schätzers. D.h. für Werte von β, die „hinreichend“[5] von 0 abweichen, ist die Heckman-Methode dem *SY*-Schätzer klar überlegen. Die Effizienz von *SY* mag sich verbessern, wenn die *SURE*-Korrektur verwendet wird; das grundsätzliche Problem, dass die Varianz explodiert, wenn $X\beta\beta'X'$ wächst, wird dadurch jedoch nicht gelöst.

Vergleich für den einfachsten Spezialfall:
Betrachtet wird nun der homoskedastische Fall ohne gleichungsübergreifende Korrelation, also ohne Selektionsproblem, d.h. $\delta = 0$. Hier gilt $\tilde{\Omega} = \sigma_\varepsilon^2 P$, und es kann einfach gezeigt werden, dass *SY* eindeutig weniger effizient ist als der Heckman-Schätzer, selbst für $\beta = 0$:

$$\begin{aligned} As.Var\left(\hat{\beta}_{SY}\right)^{-1} &\leq \sigma_\varepsilon^{-2}\,\text{plim}N^{-1}(X'PPX)(X'PPPX)^{-1}(X'PPX) \\ &= \sigma_\varepsilon^{-2}\,\text{plim}N^{-1}(X'PX) - \sigma_\varepsilon^{-2}\,\text{plim}N^{-1}\tilde{X}'P^{-1}\tilde{M}P^{-1}\tilde{X} \\ &< \sigma_\varepsilon^{-2}\,\text{plim}N^{-1}(X'PX) \\ &= As.Var\left(\hat{\beta}_{Heckman}\right)^{-1}. \end{aligned}$$

Folglich gilt $As.Var\left(\hat{\beta}_{SY}\right) > As.Var\left(\hat{\beta}_{Heckman}\right)$.

4.2 Ansatz für einen GLS-Schätzer

In (A29) wird deutlich, dass der multivariate Heckman-Ansatz ein natürlicher Kandidat für die Anwendung einer effizienzsteigernden *GLS*-Prozedur ist. Zu diesem Zweck wird eine $LN \times LN$ Korrekturmatrix Λ benötigt, die folgende Bedingungen erfüllt

$$\text{plim}\left(\frac{X'\Lambda'D\Lambda X}{N}\right) = \text{plim}\left(\frac{X'\Lambda'D\Lambda\tilde{\varepsilon}\tilde{\varepsilon}'\Lambda'D\Lambda X}{N}\right) = \text{plim}\left(\frac{X'\Theta X}{N}\right).$$

[5] Entscheidend ist die Größe von $x_{li}'\beta_l$ in Relation zu $Var(\varepsilon_l)$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Hier kann Λ aus Ω konstruiert werden, wobei $\Lambda'\Lambda = (D\Omega D)^{-1}$ und $\Lambda' D = \Lambda'$ gelten muss. Da $D\Omega D$ keinen vollen Rang besitzt, ist $(D\Omega D)^{-1}$ eine generalisierte Inverse, und $\Lambda'\Lambda = (D\Omega D)^{-1}$ stellt eine generalisierte Cholesky-Dekomposition dar. Der transformierte, d.h. der *GLS*-Schätzer ist damit

$$\begin{aligned}\hat{\beta}^{GLS}_{Heckman} &= (X'\Lambda'\Lambda X)^{-1} X'\Lambda'\Lambda Y \\ &= \beta + (X'\Lambda'\Lambda X)^{-1} X'\Lambda'\Lambda\tilde{\varepsilon},\end{aligned}$$

wobei für seine asymptotische Varianz

$$\text{(A36)}\quad As.Var\left(\hat{\beta}^{GLS}_{Heckman}\right) = \text{plim} N^{-1}\left(X'\Lambda'\Lambda X\right)^{-1}\left(X'\Lambda'\Lambda\tilde{\varepsilon}\tilde{\varepsilon}'\Lambda'\Lambda X\right)\left(X'\Lambda'\Lambda X\right)^{-1}$$

$$= \text{plim}\left(\frac{X'\Theta X}{N}\right)^{-1}$$

gilt. Allerdings trifft $\Theta = \tilde{\Omega}^{-1}$ nur im degenerierten Fall $P = D = I$, d.h. wenn kein Stichprobenselektionsproblem vorliegt zu. Im relevanteren Fall $P \neq I$ ist der vorgestellte Schätzer daher kein Standard-Aitken-Schätzer[6], und es ist unklar, ob seine Varianz kleiner ist als die von *OLS*.

4.3 Bedingte Kovarianzen

Im Allgemeinen kann die bedingte Kovarianz-Struktur $Var\left(\varepsilon_i \mid d_i = 1\right)$, die im *GLS*-Ansatz verwendet wird, in folgender Weise bestimmt werden. Die Varianz-Dekompositions-Regel besagt:

$$\text{(A37)}\quad Var\left(\varepsilon_i \mid v_i > Z_i'\alpha\right) = Var_{f\left(v_i \mid v_i > -Z_i'\alpha\right)} E\left(\varepsilon_i \mid v_i\right) + E_{f\left(v_i \mid v_i > -Z_i'\alpha\right)} Var\left(\varepsilon_i \mid v_i\right).$$

Aufgrund der Normalverteilungsannahme mit Erwartungswert Null gilt

$$\text{(A38)}\qquad E\left(\varepsilon_i \mid v_i\right) = \Sigma_{\varepsilon v}\left(\Sigma_{vv}\right)^{-1} v_i$$

$$\text{(A39)}\qquad Var\left(\varepsilon_i \mid v_i\right) = \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} - \Sigma_{\varepsilon v}\left(\Sigma_{vv}\right)^{-1}\Sigma_{\varepsilon v}'.$$

Die auf v_i bedingte Varianz (A39) hängt somit nicht von v_i ab, während aus (A38)

$$\text{(A40)}\qquad Var_{f\left(v_i \mid v_i > -Z_i'\alpha\right)} E\left(\varepsilon_i \mid v_i\right) = \Sigma_{\varepsilon v}\left(\Sigma_{vv}\right)^{-1} Var\left(v_i \mid v_i > -Z_i'\alpha\right)\left(\Sigma_{vv}\right)^{-1}\Sigma_{\varepsilon v}$$

folgt. Die gesuchte Varianz ist daher

[6] Ein alternativer Ansatz, der eine Gewichtungsmatrix verwendet, für die $\tilde{\Lambda}'\tilde{\Lambda} = \tilde{\Omega}^{-1}$ gilt, führt ebenfalls nicht zu einem Aitken-Schätzer, da für $P \neq I$, $\text{plim}\left(\frac{X'\tilde{\Lambda}' D\tilde{\Lambda} X}{N}\right) \neq \text{plim}\left(\frac{X'\tilde{\Omega}^{-1} X}{N}\right)$ gilt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

(A41)
$$Var(\varepsilon_i \mid v_i > -Z_i'\alpha) = \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} - \Sigma_{\varepsilon v}(\Sigma_{vv})^{-1}\Sigma_{\varepsilon v}' + \Sigma_{\varepsilon v}(\Sigma_{vv})^{-1} Var(v_i \mid v_i > -Z_i'\alpha)(\Sigma_{vv})^{-1}\Sigma_{\varepsilon v}.$$

Offensichtlich ist jedes Element von $Var(\varepsilon_i \mid v_i > -Z_i'\alpha)$ eine lineare Funktion aller Elemente von $Var(v_i \mid v_i > -Z_i'\alpha)$.

Schätzung für der den *FGLS*-Schätzer:
Konkret werden Schätzungen von $\text{var}(\varepsilon_{li} \mid d_{li} = 1)$ und $\text{cov}(\varepsilon_{li}, \varepsilon_{mi} \mid d_{li}\, d_{mi} = 1)$ für die *FGLS*-Schätzer *IPGLS* und *MPGLS* benötigt. Dabei ist

$$\text{var}(\varepsilon_{li} \mid d_{li} = 1) = \sigma_{\varepsilon_l}^2 \left(\left(1 - \rho_{\varepsilon_l v_l}^2\right) + \rho_{\varepsilon_l v_l}^2 \left(1 - z_{li}'\alpha_l \lambda(z_{li}'\alpha_l) - \lambda(z_{li}'\alpha_l)^2\right)\right)$$

mit $\rho_{\varepsilon_l v_l}^2 = \sigma_{\varepsilon_l v_l}\sigma_{\varepsilon_l}^{-1}$, ein bekanntes Resultat (Heckman 1976: 480), und die Varianz kann als der vorhergesagte Wert einer Regression der quadrierten *OLS*-Residuen auf $(1 - z_{li}'\hat{\alpha}_l \lambda(z_{li}'\hat{\alpha}_l) - \lambda(z_{li}'\hat{\alpha}_l)^2)$ und eine Konstante geschätzt werden.

Die korrespondierende Kovarianz $\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt} \mid d_{it}\, d_{jt=1})$ ist das 1,2-Element aus (A41) für den bivariaten Fall. Daher kann sie als der vorhergesagte Wert einer Regression der kreuzweise multiplizierten *OLS*-Residuen auf eine Konstante $\hat{\text{v}}\text{ar}(v_{li} \mid d_{li}\, d_{mi} = 1)$, $\hat{\text{v}}\text{ar}(v_{mi} \mid d_{li}\, d_{mi} = 1)$ und $\hat{\text{c}}\text{ov}(v_{li}, v_{mi} \mid d_{li}\, d_{mi} = 1)$ geschätzt werden. Diese bedingten Momente sind sehr komplizierte Funktionen (z.B. Shah, Parikh 1964), sie können jedoch aus den Schätzungen $\hat{\alpha}$ und $\hat{\Sigma}_{vv}$ berechnet werden. Falls fälschlicherweise jedoch die Annahme $\hat{\Sigma}_{vv} = I$ und damit $\text{cov}(v_{li}, v_{mi} \mid d_{li}\, d_{mi} = 1) = 0$ getroffen wird, führt dieses Verfahren nicht zu konsistenten Schätzungen. Dies stellt für den Schätzer *IPGLS* ein Problem dar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

4.4 Tests auf Unverzerrtheit der betrachteten Schätzer

Tabelle 57

Testergebnisse von Chi-Quadrat-Tests auf Unverzerrtheit verschiedener Schätzer
Chi-Quadrat Statistiken

Zensierungswahrscheinlichkeit	*IPOLS*	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
			N = 1 000				
0,05	6 998	7 245**	7 275*	7 010	7 291**	7 214*	7 008
0,25	7 005	7 342**	7 773**	7 002	7 312**	7 571**	6 995
0,5	7 002	7 041	7 344**	7 001	7 073	7 263**	6 995
0,25 0,75	7 003	7 069	7 818**	7 002	7 033	7 645**	6 998
			N = 4 000				
0,05	7 000	8 533**	8 532**	6 998	8 439**	8 044**	6 997
0,25	6 998	8 546**	9 838**	6 995	8 474**	9 472**	7 002
0,5	6 996	7 275*	8 555**	6 997	7 362**	8 394**	6 997
0,25 0,75	6 996	7 294**	10 801**	6 997	7 215*	10 065**	7 004

Eigene Berechnungen. – *Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. – **Weist auf dem 0,01-Niveau zurück.

RWI ESSEN

4.5 CP-Werte für unterschiedliche Koeffizienten

Um den Einfluss des quadrierten bedingten Erwartungswerts $X\beta\beta' X'$ auf den *MSE* der verschiedenen Schätzer zu demonstrieren, wurden vier annähernd gleiche Monte Carlo-Experimente durchgeführt. Lediglich die Werte für die Parameter β_l (nicht δ_l) wurden einheitlich (jeweils gleicher Wert für alle Koeffizienten) geändert. Tabelle 58 zeigt die jeweiligen *CP*-Werte in Abhängigkeit von β_l. Während die quadrierten Vorhersagefehler der Heckman-Schätzer von der Größe der Koeffizienten völlig unabhängig sind, explodiert der *MSE* des *SY*-Schätzers, wenn β_l ansteigt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 58

Geschätzte CP-Werte für unterschiedliche Koeffizienten

β_l	*IPOLS*	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
0	8,4720	7,5767	7,7447	8,7971	7,2924	8,0091	7,7573
1	8,4720	7,5767	7,7447	8,7971	7,2924	8,0091	9,0859
5	8,4720	7,5767	7,7447	8,7971	7,2924	8,0091	43,1322
25	8,4720	7,5767	7,7447	8,7971	7,2924	8,0091	896,9871

Eigene Berechnungen. – Simulation mit 1 000 Beobachtungen, Zensierungswahrscheinlichkeit 0,25. RWI ESSEN

Schließlich wurde ein Experiment durchgeführt, in dem β_l und δ_l auf den Wert Null gesetzt wurden, und damit auch $X\beta\beta' X'$ zur Nullmatrix wird. Außerdem wurde eine sehr niedrige Zensierungswahrscheinlichkeit gewählt. Diese Paramterkonstellation ist für den *SY*-Schätzer sehr günstig. Trotzdem zeigt Tabelle 59, dass auch in diesem Fall einige Schätzer aus der Heckman-Familie kleinere geschätzte quadratische Vorhersagefehler aufweisen.

Tabelle 59

Geschätzte CP-Werte für Null-Koeffizienten

IPOLS	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
17,0043	10,2938	9,9429	17,2929	10,1317	11,4812	10,2417

Eigene Berechnungen. – Simulation mit 1 000 Beobachtungen, Zensierungswahrscheinlichkeit 0,25. RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

4.6 Ergebnisse von Monte-Carlo-Simulationen zum Vergleich der betrachteten Schätzer

Tabelle 60

Testergebnisse bezüglich Unterschieden in CP-Werten
P-Werte; 1 000 Beobachtungen – Zensierungswahrscheinlichkeit 0,05

	IPOLS	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
$\hat{CP}(\hat{\beta})$	17,0447	9,9382	9,6577	17,0030	9,5718	10,0166	10,4844
Ranking	7	3	2	6	1	4	5
einseitige t-Tests (P-Werte) auf paarweise Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$							
IPSUR	*0,0000*						
IPGLS	*0,0000*	0,1705					
MPOLS	0,4820	*0,0000*	*0,0000*				
MPSUR	*0,0000*	0,1066	0,3829	*0,0000*			
MPGLS	*0,0000*	0,4021	0,1238	*0,0000*	0,0758		
SY	*0,0000*	*0,0383*	*0,0031*	*0,0000*	*0,0013*	0,0742	
Wald-Test (P-Werte) auf Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$					einschließlich SY:		*0,0000*
					ohne SY:		*0,0000*

Eigene Berechnungen. – Kursive Werte zeigen Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. RWI ESSEN

Tabelle 61

Testergebnisse bezüglich Unterschieden in CP-Werten
P-Werte; 1 000 Beobachtungen – Zensierungswahrscheinlichkeit 0,25

	IPOLS	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
$\hat{CP}(\hat{\beta})$	8,4720	7,5767	7,7447	8,7971	7,2924	8,0091	9,0859
Ranking	5	2	3	6	1	4	7
einseitige t-Tests (P-Werte) auf paarweise Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$							
IPSUR	*0,0000*						
IPGLS	*0,0004*	0,2128					
MPOLS	0,0779	*0,0000*	*0,0000*				
MPSUR	*0,0000*	0,0848	*0,0149*	*0,0000*			
MPGLS	*0,0269*	*0,0334*	0,1321	*0,0008*	*0,0011*		
SY	*0,0028*	*0,0000*	*0,0000*	0,1062	*0,0000*	*0,0000*	
Wald-Test (P-Werte) auf Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$					einschließlich SY:		*0,0000*
					ohne SY:		*0,0000*

Eigene Berechnungen. – Kursive Werte zeigen Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 62

Testergebnisse bezüglich Unterschieden in CP-Werten
P-Werte; 1 000 Beobachtungen – Zensierungswahrscheinlichkeit 0,5

	IPOLS	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
$\hat{CP}(\hat{\beta})$	6,7719	6,1936	7,1321	7,1826	6,2851	8,0389	9,3145
Ranking	3	1	4	5	2	6	7
einseitige t-Tests (P-Werte) auf paarweise Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$							
IPSUR	*0,0008*						
IPGLS	*0,0422*	*0,0000*					
MPOLS	*0,0170*	*0,0000*	0,4046				
MPSUR	*0,0042*	0,3003	*0,0000*	*0,0000*			
MPGLS	*0,0000*	*0,0000*	*0,0011*	*0,0013*	*0,0000*		
SY	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	
Wald-Test (P-Werte) auf Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$					einschließlich SY:		*0,0000*
					ohne SY:		*0,0000*

Eigene Berechnungen. – Kursive Werte zeigen Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit.

Tabelle 63

Testergebnisse bezüglich Unterschieden in CP-Werten
P-Werte; 1 000 Beobachtungen – Zensierungswahrscheinlichkeit 0,25 und 0,75

	IPOLS	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
$\hat{CP}(\hat{\beta})$	7,0064	6,6682	8,0302	7,2766	6,6001	9,4126	9,5586
Ranking	3	2	5	4	1	6	7
einseitige t-Tests (P-Werte) auf paarweise Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$							
IPSUR	*0,0396*						
IPGLS	*0,0001*	*0,0000*					
MPOLS	0,0998	*0,0014*	*0,0031*				
MPSUR	*0,0175*	0,3563	*0,0000*	*0,0005*			
MPGLS	*0,0000*	*0,0000*	*0,0003*	*0,0000*	*0,0000*		
SY	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	0,3508	
Wald-Test (P-Werte) auf Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$					einschließlich SY:		*0,0000*
					ohne SY:		*0,0000*

Eigene Berechnungen. – Kursive Werte zeigen Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 64

Testergebnisse bezüglich Unterschieden in CP-Werten
P-Werte; 4 000 Beobachtungen – Zensierungswahrscheinlichkeit 0,05

	IPOLS	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
$\hat{CP}(\hat{\beta})$	16,0856	10,2936	9,6780	17,8727	10,2701	9,9478	13,3202
Ranking	6	4	1	7	3	2	5
einseitige t-Tests (P-Werte) auf paarweise Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$							
IPSUR	*0,0000*						
IPGLS	*0,0000*	*0,0112*					
MPOLS	*0,0028*	*0,0000*	*0,0000*				
MPSUR	*0,0000*	0,4650	*0,0105*	*0,0000*			
MPGLS	*0,0000*	0,1352	0,1803	*0,0000*	0,1435		
SY	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	
Wald-Test (P-Werte) auf Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$					einschließlich SY:		0,0000
					ohne SY:		0,0000

Eigene Berechnungen. – Kursive Werte zeigen Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. RWI ESSEN

Tabelle 65

Testergebnisse bezüglich Unterschieden in CP-Werten
P-Werte; 4 000 Beobachtungen – Zensierungswahrscheinlichkeit 0,25

	IPOLS	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
$\hat{CP}(\hat{\beta})$	8,9562	8,2413	8,7945	8,8545	8,3101	9,3724	10,0860
Ranking	5	1	3	4	2	6	7
einseitige t-Tests (P-Werte) auf paarweise Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$							
IPSUR	*0,0026*						
IPGLS	0,2472	*0,0066*					
MPOLS	0,3389	*0,0041*	0,3796				
MPSUR	*0,0033*	0,3794	*0,0149*	*0,0094*			
MPGLS	0,0561	*0,0000*	*0,0101*	*0,0218*	*0,0000*		
SY	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0035*	
Wald-Test (P-Werte) auf Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$					einschließlich SY:		*0,0000*
					ohne SY:		*0,0000*

Eigene Berechnungen. – Kursive Werte zeigen Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 66

Testergebnisse bezüglich Unterschieden in CP-Werten
P-Werte; 4 000 Beobachtungen – Zensierungswahrscheinlichkeit 0,5

	IPOLS	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
$\hat{CP}(\hat{\beta})$	7,2266	6,4057	6,8731	6,9118	6,5379	7,3488	10,1327
Ranking	5	1	3	4	2	6	7
einseitige t-Tests (P-Werte) auf paarweise Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$							
IPSUR	*0,0000*						
IPGLS	*0,0278*	*0,0044*					
MPOLS	*0,0452*	*0,0025*	0,4157				
MPSUR	*0,0001*	0,2271	*0,0299*	*0,0186*			
MPGLS	0,2748	*0,0000*	*0,0088*	*0,0151*	*0,0000*		
SY	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	
Wald-Test (P-Werte) auf Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$					einschließlich SY:		*0,0000*
					ohne SY:		*0,0000*

Eigene Berechnungen. – Kursive Werte zeigen Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. RWI ESSEN

Tabelle 67

Testergebnisse bezüglich Unterschieden in CP-Werten
P-Werte; 4 000 Beobachtungen – Zensierungswahrscheinlichkeit 0,25 und 0,75

	IPOLS	*IPSUR*	*IPGLS*	*MPOLS*	*MPSUR*	*MPGLS*	*SY*
$\hat{CP}(\hat{\beta})$	6,8209	6,7548	8,4232	6,9971	6,6910	8,7906	12,5032
Ranking	3	2	5	4	1	6	7
einseitige t-Tests (P-Werte) auf paarweise Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$							
IPSUR	0,3555						
IPGLS	*0,0000*	*0,0000*					
MPOLS	0,1725	0,0962	*0,0000*				
MPSUR	0,2388	0,3631	*0,0000*	0,0539			
MPGLS	*0,0000*	*0,0000*	0,1519	*0,0000*	*0,0000*		
SY	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	*0,0000*	
Wald-Test (P-Werte) auf Unterschiede in $CP(\hat{\beta})$					einschließlich SY:		*0,0000*
					ohne SY:		*0,0000*

Eigene Berechnungen. – Kursive Werte zeigen Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit. RWI ESSEN

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Literaturverzeichnis

AGE – Arbeitsgruppe „Emissionshandel zur Bekämpfung des Treibhauseffekts“ (Hrsg.) (2002), *Bericht der Unterarbeitsgruppe I – Verbindung des Emissionshandels mit anderen Instrumenten – Erstellung eines Gesamtkonzepts.* Dezember 2002. Berlin.

AGEB – Arbeitsgemeinschaft Energiebilanzen (Hrsg.) (2002), *Auswertungstabellen zur Energiebilanz für die Bundesrepublik Deutschland 1990 bis 2001*. Internet: www.ag-energiebilanzen.de/daten/gesamt.pdf, Abruf vom 1. November 2002.

Amemiya, T. (1974), Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models when the Dependent Variables are Truncated Normal. *Econometrica* 42 (6): 999–1012.

Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics.* Cambridge, MA: Havard University Press.

Anderson, T. and C. Hsiao (1982), Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data. *Journal of Econometrics* 18 (1): 67–82.

Ahn, S. and P. Schmidt (1995), Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data. *Journal of Econometrics* 68 (1): 5–28.

Arellano, M. and O. Bover (1995), Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics* 68 (1): 29–51.

Atkinson, S.E. and R. Halvorsen (1976), Interfuel Substitution in Steam Electric Power Generation. *Journal of Political Economy* 84 (5): 959–978.

Averch, H. and L. Johnson (1962), Behavior of the Firm under Regulatory Constraints. *American Economic Review* 52: 1053–1069.

Baltagi, B.H. (2001), *Econometric Analysis of Panel Data*. 2nd ed. Chichester: John Wiley.

Banks, F.E. (2000), *Energy Economics*: A Modern Introduction. Boston et al.: Kluwer Academic Publishers.

Baumol, W.J. and A.K. Klevorick (1970), Input Choices and Rate-Of Return Regulation: an Overview of the Discussion. *RAND Journal of Economics* 1 (2): 162–190.

Böhringer, Ch. and C. Vogt (2002), Rio – 10 Years After: A Critical Appraisal of Climate Policy. ZEW-Discussion Paper 02-09. ZEW, Mannheim.

Bopp, A.E. and D. Costello (1990), The Economics of Fuel Choice at US Electric Utilities. *Energy Economics* 12 (2): 82–88.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Bound, J. and A.B. Krueger (1991), The Extent of Measurement Error in Longitudinal Data: Do Two Wrongs Make a Right? *Journal of Labor Economics* 9 (1). 1–24.

Bousquet, A. and M. Ivaldi (1998), An Individual Choice Model of Energy Mix. *Resource and Energy Economis* 20 (3): 263–286.

Brännlund, R. and T. Lundgren (2001), *A Dynamic Analysis of Interfuel Substitution for Swedish Heating Plants.* Vortrag bei der EAERE Jahrestagung 2001, Southhampton, UK.

Briem, G., M. Halstrick, U. Heilemann, B. Hillebrand, M. Kiy, O. Knieper, R. Neuhaus, H.W. Schmidt, H.K. Schneider und T. Weiß (1985), Qualitative und quantitative Abschätzung der kurz- und langfristigen Wirkungen eines Verzichts auf Kernenergie. *RWI-Mitteilungen* 36: 237–317.

Büdenbender, U. (1982), Energierecht – Eine systematische Darstellung des gesamten Rechts der öffentlichen Energieversorgung. Handbuchreihe Energie 15. Köln: TÜV Rheinland Verlag.

Büdenbender, U. (1999), Energierecht nach der Energierechtsreform. *Juristenzeitung* 1999 (2): 62–72.

Considine, T.J. and T.D. Mount (1984), The use of Linear Logit Models for Dynamic Input Demand Systems. *Review of Economics and Statistics* 66 (3): 434–443.

Considine, T.J. (1989), Separability, Functional Form and Regulatory Policy in Models of Interfuel Substitution. *Energy Economics* 11 (2). 82–94.

Cowing, T.G. and V.K. Smith (1978), The estimation of a Production Technology: A Survey of Econometric Analyses of Steam-Electric-Generation. *Land Economics* 54 (2): 156–186.

Dahl, C. and J. Ko (1998), The effect of Deregulation on US Fossil Fuel Substitution in the Generation of Electricity. *Energy Policy* 26 (13): 981–988.

Diewert, E.W. (1971), An Application of the Shephard Duality Theorem: a generalized Leontief Production Function. *Journal of Political Economy* 79 (3): 481–507.

EC – European Commission (ed.) (2002): Amended proposal for a directive of the European Parliament and of the Council establishing a scheme for greenhouse gas emission allowance trading within the Community and amending Council Directive 96/61/EC. KOM(2002) 680 endg. Brüssel.

EIA – Energy Information Administration (ed.) (1998), *State Energy Price and Expenditure Report 1995*. Internet: www.eia.doe.gov/emeu/seper/contents.html, Abruf vom 1. Februar 2000.

EIA – Energy Information Administration (ed.) (1995–999), Cost and Quality of Fuel for Electric Utility Plants. Internet: www.eia.doe.gov/cneaf/electricity/cq/cq_tabs.html, Abruf vom 1. Februar 2000.

Ellis R.P. and M.B. Zimmerman (1983), What happened to Nuclear Power: A Discrete Choice Model of Technology Adoption. *Review of Economics and Statistics* 65 (2): 234–242.

EPA – Environmental Protection Agency (ed.) (2000), *Users Manual 1997 Emissions & Generation Resource Integrated Database Version 1.1*. Internet: www.epa.gov/airmarkets/egrid/index.html, Abruf vom 1. Februar 2000.

Evers, H.U. (1974), *Das Recht der Energieversorgung*. München: Wilhelm Goldmann

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Frondel, M. and Ch.M. Schmidt (2002), The Capital-Energy Controversy: An Artifact of Cost Shares? *Energy Journal* 23 (3): 53–79.

Geweke, J., M. Keane and D. Runkle (1994), Alternative Computational Approaches to Inference in the Multinomial Probit Model. *Review of Economics and Statistics* 76 (4): 609–632.

Gilbert, R.J. and P.E. Kahn (1996), Competition and Institutional Change in the U.S. Electric Power Regulation. In R.J. Gilbert and E.P. Kahn (eds.), 179–230.

Gilbert, R.J. and E.P. Kahn (eds.) (1996), *International Comparison of Electricity Regulation*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Goldfeld, S.M. and R.E. Quandt (1972), Nonlinear Methods in Econometrics. Contributions to Economic Analysis 77. Amsterdam: North-Holland.

Graichen, P. (2002), *Die Politische Ökonomie kommunaler Energiepolitik* – Eine theoretische Analyse mit Fallstudie zu den „Stromrebellen" von Schönau im Schwarzwald. Dissertation, Universität Heidelberg.

Greene, W.H. (2000), *Econometric Analysis*. 4th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Greene, W.H. (2002), *LIMDEP Version 8.0* – Econometric Modeling Guide Vol. 2, Econometric Software. Plainview, NY.

Griffin, J.M. (1977), Inter-Fuel Substitution possibilities: A Translog Application to Intercountry Data. *International Economic Review* 18 (3): 755–770.

Griliches, Z. and J. Hausman (1986), Errors in Variables in Panel Data. *Journal of Econometrics* 31 (1): 93–118.

Gröner, H. (1984), Elektrizitätsversorgung. In P. Oberender (Hrsg.), *Marktstruktur und Wettbewerb in der Bundesrepublik Deutschland*. München: Vahlen, 87–138.

Gröner, H. (1975), Die Ordnung der deutschen Elektrizitätswirtschaft. Wirtschaftsrecht und Wirtschaftspolitik 41. Baden-Baden: Nomos.

Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.

Heckman, J.J. (1976), The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. *Annals of Economics and Social Measurement* 5 (4): 475–492.

Heckman, J.J. (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47 (1): 153–161.

Heien, D. and C.R. Wessells (1990), Demand Systems Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach. *Journal of Business and Economic Statistics* 8 (3): 365–371.

Hensing, I., W. Paffenberger und W. Ströbele (1998), *Energiewirtschaft*. München: Oldenbourg.

Herzog, H., B. Eliasson und O. Kaarstad (2000), Die Entsorgung von Treibhausgasen. *Spektrum der Wissenschaft* 2000 (5): 48–54.

Houghton, J.T., G.J. Jenkins and J.J. Ephrams (eds.) (1990), *Climate Change: The IPCC Scientific Assessment*. Report prepared for IPCC by Working Group 1. Cambridge, UK, et al.: Cambridge University Press.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Houghton, J.T., L.G. Meira Filho, B.A. Callander, N. Harris, A. Kattenberg and K. Maskell (eds.) (1996), *Climate Change 1995: The Science of Climate Change*. Contribution of Working Group I to the Second Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge, UK, et al.: Cambridge University Press.

Houghton, J.T., Y. Ding, D.J. Griggs, M. Noguer, P.J. van der Linden, X. Dai, K. Maskell and C.A. Johnson (eds.), *Climate Change 2001: The Scientific Basis*. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge, UK, et al.: Cambridge University Press.

IEA – International Energy Agency (ed.) (1997), *CO_2 Emissions From Fuel Combustion* – A New Basis for Comparing Emissions of a Major Greenhouse Gas. OECD/EIA, Paris.

Jones, C.T. (1996), A pooled dynamic analysis of interfuel substitution in industrial energy demand by the G-7 countries. *Applied Economics* 28 (7): 815–821.

Joskow, P.L. and F.S. Mishkin (1977), Electric Utility Fuel Choice Behaviour in the United States. *International Economic Review* 18 (3): 719–736.

Judge, G.G. et al. (1980), *The Theory and Practice of Econometrics*. 2nd ed. New York: John Wiley.

Kemfert, C. and H. Welsch (2000), Energy-Capital-Labor Substitution and the Economic Effects of CO_2 Abatement: Evidence for Germany. *Journal of Policy Modeling* 22 (6): 641–660.

Kitschelt, H. (1980), *Kernenergiepolitik – Arena eines gesellschaftlichen Konflikts*. Frankfurt a.M.: Campus.

Kühne, G. und B. Scholtka (1998), Das neue Energiewirtschaftsrecht. *Neue Juristische Wochenschrift* 1998 (27): 1902–1909.

Lee, L.-F., G.S. Maddala and R.P. Trost (1980), Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity. *Econometrica* 48 (2): 491–503.

Lee, L.-F. and M.M. Pitt (1986), Microeconometric Demand Systems with Binding Nonnegativity Contraints: The Dual Approach. *Econometrica* 54 (5): 1237–1242.

Maddala, G.S. and S. Wu (1999), A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 (Special Issue): 631–652.

Metz, L. (1997), The German Electricity Reform Attempts: Reforming Co-optive Networks. In A. Midttun (ed.), *European Electricity Systems in Transition*. Amsterdam: Elsevier.

Metz, L. (1999), *Zur Verflechtung von Umwelt- und Energiepolitik* – Akteure, Machtstrukturen und Strategien. Unveröffentlichtes Manuskript.

Moody, C.E. (1996), A Regional Linear Logit Fuel Demand Model for Electric Utilities. *Energy Economics* 18 (4): 295–314.

Moslener, U. and T. Requate (2001), Optimal Abatement Strategies for Various Interacting Greenhouse Gases – Is the Global Warming Potential a Useful Indicator? Department of Economics Discussion Paper 360. Universität Heidelberg.

Moslener, U. (2003), *Effiziente Umweltpolitik für den Fall mehrerer Schadstoffe*. Dissertation, Universität Heidelberg. Erscheint demnächst.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Morrison, C. (1988), Quasi-fixed Inputs in US and Japanese Manufacturing: a Generalized Leontief Restricted Cost Function Approach. *Review of Economics and Statistics* 70 (2): 275–287.

Mountain, D. (1982), Imported Electricity: A Substitute for Inputs used by the Regional Electricity Industry. *Journal of Regional Sience* 22 (1): 83–96.

Mullahy, J. (1990), Weighted Least Squares Estimation of the Linear Probability Model Revisited. *Economics Letters* 32 (1): 35–41.

Müller, J. and K. Stahl (1996), Regulation of the market for electricity in the Federal Republic of Germany. In R.J. Gilbert and E.P. Kahn (eds.), Chapter 7.

Murphy, K.M. and R.H. Topel (1985), Estimation and Inference in Two Step Econometric Models. *Journal of Business & Economic Statistics* 3 (4): 370–379.

Nordin, J. (1947), Note on a Light Plant's Cost Curves. *Econometrica* 15 (4): 231–235.

OECD (ed.) (1998), *Energy Prices and Taxes – quarterly statistics*. Paris.

Pfaffenberger, W. (1993), *Elektrizitätswirtschaft*. München: Oldenbourgh.

Pfaffenberger, W. (1994), Regional electricity regulation in Germany the influence of deregulation and environmental policy. Diskussionsbeitrag 134/94. Universität Oldenburg.

Phillips, C.B. and S. Ouliaris (1990), Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica* 58 (1): 165–193.

Pindyck, R.S. (1979), Interfuel Substitution and Industrial Demand for Energy: an International Comparison. *Review of Economics and Statistics* 61 (2): 169–179.

Poirier, D. (1980), Partial Observability in Bivariate Probit Models. *Journal of Econometrics* 12 (2). 209–217.

Requate, T. (1999), *Skript zur Umweltökonomik*. Internet: www.eco.uni-heidelberg.de/teaching/downloads/files/Skript.pdf, Abruf vom 1. November 2002.

Seifi, A. and J.F. McDonald (1986), Fuel Choice in New Fossil Electric Power Plants. *Recources and Energy* 8 (1): 21–34.

Schiffer, H.-W. (1999), *Energiemarkt Deutschland*. 7. Auflage. Köln: TÜV-Verlag.

Schmertmann, C.P. (1994), Selectivity Bias Correction Methods in Polychotomous Sample Selection Models. *Journal of Econometrics* 60 (2): 101–132.

Schönwiese, Ch.D. (1997), Globale Klimaänderungen aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes und konkurrierender Einflüsse. In P. Gehr, C. Kost und G. Stephan (Hrsg.), *CO_2 – Eine Herausforderung für die Menschheit*. Berlin und Heidelberg: Springer.

Shah, S.M. and N.T. Parikh (1964), Moments of Singly and Doubly Truncated Standard Bivariate Normal Distribution. *Vidya* 7: 51–91.

Shonkwiler, J.S. and S.T. Yen (1999), Two-Step Estimation of a Censored System of Equations. *American Journal of Agricultural Economics* 81 (4): 972–982.

Schmidt, P. (1976), *Econometrics*. New York: Dekker.

Söderholm, P. (1998a), The Modelling of Fuel Use in the Power Sector: A Survey of Econometric Analyses. *Journal of Energy Literature* 4 (2): 3–27.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Söderholm, P. (1998b), Fuel choice in West European power generation since the 1960s. *OPEC Review* 22: 201–232.

Söderholm, P. (1999a), The effect of Deregulation on US Fossil Fuel Substitution in the Generation of Electricity: a Comment on Dahl and Ko. *Energy Policy* 27 (8): 495–499.

Söderholm, P. (1999b), Power Generation in a Deregulated Market. Implications for Fuel Choice Behaviour in Europe. In R. Jameson (ed.), *The New Power Markets*: Corporate Strategies for Risk and Reward. London: Risk Books, 185–201,.

Söderholm, P. (2000a), Fuel Flexibility in the West European Power Sector. *Resources Policy* 26 (3): 157–170.

Söderholm, P. (2000b), Environmental Regulations and Interfuel Substitution in the Power Sector: a Generalized Leontief Model. *Energy and Environment* 11 (1): 1–23.

Söderholm, P. (2001), Fossil Fuel Flexiblity in West European Power Generation and the Impact of System Load Factors. *Energy Economics* 23 (1): 77–97.

Stadthaus, M. (2001), Der Konflikt um moderne Gaskraftwerke (GuD) im Rahmen der ökologischen Steuerreform. FFU-report 01-03. Freie Universität Berlin.

Statistik der Kohlenwirtschaft e.V. (Hrsg.) (2001), *Entwicklung ausgewählter Energiepreise*. Internet: www.kohlenstatistik.de/home.htm, Abruf vom 1. September 2002.

Statistik der Kohlenwirtschaft e.V. (Hrsg.) (2001), *Bruttostromerzeugung*. Internet: www.kohlenstatistik.de/home.htm, Abruf vom 1. September 2002.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (1967), Preise und Preisindizes ausgewählter Grundstoffe, Fachserie 18: Preise, Löhne, Wirtschaftsrechnungen, Reihe 2. Stuttgart: Metzler-Poeschel.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (1975), Index der Grundstoffpreise. Fachserie 18: Preise, Löhne, Wirtschaftsrechnungen, Reihe 2. Stuttgart: Metzler-Poeschel.

Steiner, F. (2000), Regulation, Industry Structure and Performance in the Electricity Supply Industry. OECD Economics Department Working Paper 238. OECD.

Stewart, J.F. (1979), Plant Size, Plant Factor, and the Shape of the Average Cost Function in Electric Power Generation: a Nonhomogeneous Capital Approach. *Bell Journal of Economics* 10 (2): 549–565.

Tauchmann, H. (2000), Fuel Mix in Electric Power Generation: an Econometric Model on Short- and Long-Term Price Effekts. Department of Economics Discussion Paper 339. Universität Heidelberg.

Tauchmann, H. (2002a), Efficiency of some Parametric Two-Step Estimators for Censored Systems of Equations: Shonkwiler & Yen reconsidered. Department of Economics Discussion Paper 382. Universität Heidelberg.

Tauchmann, H. (2002b), CO2-Abatement and Fuel Mix in German Electric Power Generation – how ecologically inefficient is the „ecological electricity tax"? Department of Economics Discussion Paper 384. Universität Heidelberg.

Thompson, P. and T.G. Taylor (1995), The Capital-Energy Substitutability Debate: a New Look. *Review of Economics and Statistics* 77 (3): 565–569.

UBA – Umweltbundesamt (ed.) (1997), *Sustainable Germany – towards an environmentally sound development*. Berlin.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

UBA – Umweltbundesamt (Hrsg.) (2002), *Umweltdaten Deutschland 2002*. Berlin.

UNEP – United Nations Environment Programme (Hrsg.) (1999), *Informationsblätter zum Klimawandel*. Internet: www.unep.ch/iuc/, Abruf vom 15. Februar 2004.

UNFCCC – United Nations Framework Convention on Climate Change (ed.) (1997), *The Kyoto Protocol to the Convention on Climate Change*. Gene.va

Uri, N.D. (1977), Regional Interfuel Substitution by Electric Utilities in the United States. *Journal of Regional Science* 17 (2): 217–226.

Uri, N.D. (1979), Energy Demand and Interfuel Substitution in India. *European Economic Review* 12 (2): 181–190.

VDEW – Vereinigung Deutscher Elektrizitätswerke (Hrsg.) (1970–2000), *VDEW Statistik 1968-1998 – Leistung und Arbeit*. Frankfurt a.M.: VWEW-Verlag.

Vella, F. (1997), Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey. *Journal of Human Resources* 33 (1): 127–169.

Wales, T.J. and A.J. Woodland (1983), Estimation of Consumer Demand Systems with Binding Non-Negativity Constraints. *Journal of Econometrics* 21 (3): 263–285.

Zängl, W. (1989), *Deutschlands Strom* – Die Politik der Elektrifizierung von 1866 bis heute. Frankfurt a.M.: Campus.

Zellner, A. (1963), An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression Equations: Some Exact Finite Sample Results. *Journal of the American Statistical Association* 58 (4): 977–992.

Gesetzestexte u.ä. (chronologisch geordnet)

Gesetz zur Förderung der Energiewirtschaft (Energiewirtschaftsgesetz), *RGBl.* I 1935: 1451.

Gesetz über die friedliche Verwendung der Kernenergie und den Schutz gegen ihre Gefahren (Atomgesetz), *BGBl.* I 1959: 814.

Gesetz zur Förderung der Verwendung von Steinkohle in Kraftwerken, *BGBl.* I 1965: 777.

Gesetz zur Sicherung des Steinkohleneinsatzes in der Elektrizitätswirtschaft, *BGBl.* I 1966: 545.

Gesetz zur Änderung des Gesetzes zur Förderung der Verwendung von Steinkohle in Kraftwerken und des Gesetzes zur Sicherung des Steinkohleneinsatzes in der Elektrizitätswirtschaft, *BGBl.* I 1969: 1083.

Gesetz über die weitere Sicherung des Einsatzes von Gemeinschaftskohle in der Elektrizitätswirtschaft (Drittes Verstromungsgesetz), *BGBl.* I 1974: 3473.

Richtlinie 75/404/EWG des Rates vom 13. Februar 1975 über die Einschränkung des Einsatzes von Erdgas in Kraftwerken, *Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften* L 178 (1975): 24.

Richtlinie 75/405/EWG des Rates vom 14. April 1975 über die Einschränkungen des Einsatzes von Erdölerzeugnissen in Kraftwerken, *Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften* L 178 (1975): 26.

Neufassung des Dritten Verstromungsgesetzes, *BGBl.* I 1980: 2137.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Bundestarifordnung Elektrizität (BOTElt), *BGBl.* I 1989: 2255.

Gesetz gegen Wettbewerbsbeschränkungen (GWB), *BGBl.* I 1990: 236.

Gesetz über die Einspeisung von Strom aus erneuerbaren Energien in das öffentliche Netz (Stromeinspeisungsgesetz), *BGBl.* I 1990: 2633.

Richtlinie 91/148/EWG des Rates vom 18. März 1991 zur Aufhebung der Richtlinie 75/404/EWG über die Einschränkung des Einsatzes von Erdgas in Kraftwerken, *Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften* L 75 (1991): 52.

Mineralölsteuergesetz, *BGBl.* I 1992: 2150, 2185; *BGBl.* I 1993: 169; *BGBl.* I 2000:147.

Gesetz zur Sicherung des Einsatzes von Steinkohle in der Verstromung und zur Änderung des Atomgesetzes, *BGBl.* I 1994: 1618.

BVerfGE 91, 186 – Kohlepfennig (Beschluß des Zweiten Senats vom 11. Oktober 1994 – 2 BvR 633/86).

Gesetz zur Umstellung der Steinkohleverstromung ab 1996, *BGBl.* I 1995: 1638.

Gesetz zur Neuordnung der Steinkohlesubventionen, *BGBl.* I 1997: 3048.

Richtlinie 96/92/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 19. Dezember 1996 betreffend gemeinsame Vorschriften für den Elektrizitätsbinnenmarkt, *Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften* L 27 (1997): 20.

Sechstes Gesetz zur Änderung des Gesetzes gegen Wettbewerbsbeschränkungen, *BGBl.* I 1998: 2521.

Gesetz zur Neuregelung des Energiewirtschaftsrechts, *BGBl.* I 1998: 730.

Gesetz zum Einstieg in die ökologische Steuerreform, *BGBl.* I 1999: 378.

Gesetz zur Fortführung der ökologischen Steuerreform, *BGBl.* I 1999: 2432.

Gesetz für den Vorrang Erneuerbarer Energien (Erneuerbare-Energien-Gesetz – EEG) sowie zur Änderung des Energiewirtschaftsgesetzes und des Mineralölsteuergesetzes, *BGBl.* I 2000: 305.

Vereinbarung zwischen der Bundesregierung und den Energieversorgungsunternehmen vom 14. Juni 2000, Internet: www.hermann-scheer.de/pdf/Atomkonsenspapier.pdf, Abruf vom 15. Februar 2004.

Gesetz zur geordneten Beendigung der Kernenergienutzung zur gewerblichen Erzeugung von Elektrizität, *BGBl.* I 2002: 1351.

Richtlinie 2003/87/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 13. Oktober 2003 über ein System für den Handel mit Treibhausgasemissionszertifikaten in der Gemeinschaft und zur Änderung der Richtlinie 96/61/EG des Rates. *Amtsblatt der Europäischen Union* L275 (2003): 32.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Sachregister

Atomgesetz 58, 59, 212, 213
Atomprogramm 59, 60
Ausstieg (aus der Kernenergie) 27, 60, 62, 66

Bootstrapping 133
Braunkohle 26, 44, 59, 62, 76, 79, 81ff., 91ff., 100ff., 111ff.
Brennstoff 18, 25, 27ff., 31ff., 40ff., 56ff., 62ff., 70ff., 81ff., 90ff., 102ff., 112ff., 120ff., 130ff., 140ff., 166f.
Brennstoffnachfrage 18, 34, 35, 39, 41, 45ff., 76, 77, 93, 122, 166f.
Bundestarifordnung Elektrizität (BTO-Elt) 52, 53, 213

CO_2-Emissionen 23, 25ff., 30, 46, 47, 62, 63, 71, 85, 94, 118, 146, 165, 168f.
CO_2-Reduktion (-Vermeidung) 23, 25ff., 31, 47, 71, 94, 143, 148, 166, 169
CO_2-Steuer 17, 30, 42, 63, 71, 94, 118, 165, 167
Conditional mean square error prediction criterion 158

Deckungsvorsorge 59
Demarkationsvertrag, -verträge 51, 52
Deregulierung 86ff., 90ff., 104, 110, 113, 116ff.

Energiesteuer 17, 30, 71, 119, 148, 165ff.
Emissionshandel 30, 206
Energieeffizienz 24, 25
Energieträger 17, 18, 20, 23ff., 30ff., 40ff., 56, 57, 62ff., 71ff., 77, 80ff., 90ff., 101ff., 106, 107, 111, 112, 115ff., 121, 123, 138, 141, 143, 146, 148, 165ff., 173, 194
Energieträgersubstitution 17f., 27f., 32ff., 40ff., 56f., 63f., 77f., 85ff., 93ff., 112ff., 117ff., 121ff., 148f., 165f., 168, 194
Energiewende 27, 29, 30, 168
Energiewirtschaftsgesetz (EnWG) 51, 52, 54, 56, 212f.
Erdgas, Gas 24, 28, 36, 57, 62, 66, 81ff., 90, 97, 120, 212f.
Erneuerbare-Energien Gesetz (EEG) 61, 213

Faktornachfrage 29, 42, 46, 70, 112, 119, 122, 149
Fixed effects 73f., 78, 85, 87, 104, 110f., 114f.
Full-Information-Maximum-Likelihood (FIML) 132

Gesetz gegen Wettbewerbsbeschränkung (GWB) 52, 213
GLS 132ff., 155f., 161ff., 197ff., 200
Grid search 106, 138
Grundlast 84, 115
GuD (Gas- und Dampfturbinen) 63, 66

Heteroskedastizität 132, 149, 150, 161

Investitionsentscheidung 18, 29, 39, 45ff., 55, 57, 72f., 91, 93, 102, 120, 125ff., 135, 143, 166f.

Jahrhundertvertrag 58, 93

Kernenergie, -kraft 26ff., 40, 59, 60ff., 66. 76, 79, 81, 83ff., 91, 97ff., 100, 103, 111f., 115, 120, 134, 138, 207, 209, 212f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Klimawandel, -veränderung, -änderung 17, 19, 21ff., 47, 148, 210, 212
Kohlendioxid (evtl. siehe CO_2) 20, 23f., 28, 46, 71, 94
Kohlenstoffemissionsfaktor, Emissionsfaktor 26, 146
Kohlepfennig 57f., 213
Kointegration 108f.
Konzessionsabgabe 49
Kraftwärmekopplung (KWK) 63
Kyoto-Protokoll 22f., 148, 212

Lastfaktor 38, 76f., 86ff., 91, 108, 112, 115ff.
Liberalisierung 54, 166f.

Mikroökonometrisch 17, 42, 47, 165
Mineralöl, Öl 26, 28, 34ff., 40ff., 57f., 60, 62ff., 79, 84, 91ff., 103, 112, 135, 138, 140, 213
Mischfeuerung 37, 44f., 72, 81f., 84ff., 92, 97f., 100f., 111f., 183ff.
Monte Carlo-Simulation, Monte-Carlo Experiment 134, 152, 154, 158f., 160f., 170, 203f.

(Nicht-)Stationarität 102, 105, 108, 183

Ökologische Steuerreform 30, 62ff., 71, 94, 118, 215
Ölkrise 60

Paneldaten 18, 72, 78
Panel-Unit-Root-Test 102, 109
Politikinstrument 17, 30, 31, 143
Preisaufsicht 53, 55, 68, 70
Preissensitivität 17, 31, 38, 42, 71, 85, 96, 118, 122, 127, 142, 144, 146, 165ff.
Produktions-, Erzeugungskapazitäten 29, 35, 46, 75, 77f., 80ff., 91, 93, 99, 101ff., 108, 110, 112, 115f., 120, 166f., 173ff.

Random walk 75, 125
Rate-of-return Regulation 119
Regenerative Energieträger 61
Regulierung 38f., 49, 50f., 52ff., 61ff., 70, 86, 90, 93f., 104, 110, 113, 116ff., 130, 135, 167ff., 170f.

Sample selection 130, 208, 210, 212
Semielastizitäten 123, 128, 142ff., 193
Simulated maximum likelihood 130
Sonnenenergie 61
Spitzenlast 35, 38, 63, 76ff., 84, 115
Spurious regression 104
Steinkohle 56ff., 62, 65, 81ff., 90f., 98, 100ff., 111ff.
Stichprobenselektionsproblem, Selektionsproblem, -korrektur 74, 108, 110, 129, 131f., 140, 149f., 155, 197ff.
Stromeinspeisungsgesetz 61
Stromerzeugung 44, 61, 64, 72, 77, 80, 82, 84, 86, 91, 96, 103, 108, 115, 117ff., 134f., 165f., 173
SURE 74, 110, 132, 149, 150, 152, 154ff., 162f., 195, 197, 207f.

Technikwahl (diskrete) 45, 46, 72, 150, 155
Treibhauseffekt 20, 27

Verbundunternehmen 51, 80, 96ff., 100ff., 110, 112, 114, 117, 166, 173
Vermeidungskosten 25, 31, 148, 168f.
Vermeidungsstrategie 17, 24f., 27, 148, 168f.
Versorgungsgebiet 52, 54, 78
Verstromungsgesetz 56ff., 65, 212

Wasserkraft 29, 59, 61, 64, 81ff., 98, 121, 134
Wegerecht 49
Windkraft 61f., 94

Zensierung, zensiert 105, 149, 151ff., 160ff., 201
Zweistufige Methoden, zweistufige Verfahren 150ff., 156, 162, 164

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-51574-5 | Generated on 2025-07-27 18:20:57
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/