

Sauer, Johannes

Article

Strukturelle Ineffizienz im Wassersektor - Eine empirische Analyse

Schmollers Jahrbuch – Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Journal of Applied Social Science Studies

Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

Suggested Citation: Sauer, Johannes (2005) : Strukturelle Ineffizienz im Wassersektor - Eine empirische Analyse, Schmollers Jahrbuch – Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Journal of Applied Social Science Studies, ISSN 1865-5742, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 125, Iss. 3, pp. 369-403,
<https://doi.org/10.3790/schm.125.3.369>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/292130>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Strukturelle Ineffizienz im Wassersektor – Eine empirische Analyse

Von Johannes Sauer*

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag fokussiert die Modellierung und Analyse der Kostenstruktur von Wasserversorgungsunternehmen. Ein Querschnittssample für Wasserversorger in ländlichen Regionen Ost- und Westdeutschlands wurde erstellt. Das empirische Datenmaterial wurde mittels einer symmetrischen und verallgemeinerten McFadden (SGM) Kostenfunktion analysiert. Diese flexible funktionale Form erlaubt die Überprüfung der durch die ökonomische Theorie geforderten Regularität sowie die globale Auferlegung der Konkavitätsbedingungen ohne Verlust an funktionaler Flexibilität. Die ursprüngliche Spezifikation der SGM Kostenfunktion wurde modifiziert um auch fixe Faktoren der Wasserproduktion und -verteilung miteinzubeziehen, wie z. B. den Grundwasseranteil oder die Anzahl der versorgten Anschlüsse. Die flexible, die geforderten Krümmungseigenschaften global erfüllende, geschätzte Kostenfunktion wird dann genutzt, um Skalanelastizitäten und die optimale Betriebsgröße abzuleiten. Die Resultate zeigen, dass kein Wasserversorger im Sample mit konstanten Skalenerträgen produziert. Die optimale Betriebsgröße ist demzufolge durchschnittlich dreimal höher als die existierende. Diese Ergebnisse liefern Evidenz für die Hypothese, dass die rechtlich kodifizierten Versorgungsgebiete – orientiert an öffentlichen Verwaltungskriterien sowie an lokalen Ressourcencharakteristika – ökonomisch ineffizient sind. Folglich kann davon ausgegangen werden, dass die strukturelle Ineffizienz im ländlichen Wassersektor zu einem großen Teil politikinduziert ist.

Abstract

This article is focused on modeling and analysing the cost structure of water supply companies. A cross-sectional data set was collected with respect to water firms in rural areas of East and West Germany. The empirical data is analysed by applying a symmetric generalized McFadden (SGM) functional form. This flexible functional form allows for testing the concavity required by microeconomic theory as well as the global imposition of such concavity restrictions without any loss of flexibility. The original specification of the SGM cost function is modified to incorporate fixed factors of water production and supply, e.g. groundwater intake and the number of connections supplied. The estimated flexible and global curvature correct cost function is then used to

* Der Autor bedankt sich bei zwei anonymen Gutachtern für konstruktive Kritik und Hinweise.

derive scale elasticities as well as the optimal firm size. The results show that no water supplier in the sample produces at constant returns to scale. The optimal firm size was found to be on average about three times higher than the existing one. These findings deliver evidence for the hypothesis that the legally set supplying areas – oriented towards public administrative criteria as well as local characteristics of water resources – are economically inefficient. Hence structural inefficiency in the rural water sector is confirmed to be policy-induced.

JEL Classifications: O18, Q25, D24

1. Einführung

Europäische Wasserversorgungsunternehmen sind in der Wassergewinnung, -aufbereitung, -transport und -verteilung von Trinkwasser tätig und sehen sich mit zusehends knappen Wasserressourcen sowie begrenzten finanziellen Budgets konfrontiert. Der deutsche Wassermarkt ist durch lokale öffentliche Monopole gekennzeichnet. Lediglich für einen geringen Teil an Unternehmen sind private Anteile relevant. Die wirtschaftliche Tätigkeit der Versorger ist außerdem durch einen engen regulativen Rahmen beschränkt. Erste Diskussionen über die Produktivität und Effizienz des deutschen Wassersektors gehen auf eine Studie der Wasserabteilung der Weltbank im Jahr 1995 zurück.¹ Initiiert durch das damalige Wirtschaftsministerium (BMWi)² ist seit Anfang 2000 eine umfangreiche Debatte über Sinn und Möglichkeiten einer Liberalisierung des Wassersektors im Gange (siehe Sauer / Strecker 2003a).

Aufgrund der sehr eingeschränkten Datenverfügbarkeit sowie der weit verbreiteten Einschätzung bei Wasser handle es sich um ein grundlegendes Gut, das sich nicht für private Unternehmungen eigne, erweist sich die empirische Basis der jeweiligen Argumente als sehr dünn.³ Folglich wurde für die vorliegende Studie ein Querschnittssample für Wasserversorgungsunternehmen in ländlichen Regionen Ost- und Westdeutschlands für das Jahr 2000/2001 erhoben. Die Fokussierung auf ländliche Versorger erklärt sich vor dem Hintergrund der überwiegend dezentralen Struktur im deutschen Wassersektor, welche sich gerade in der Vielzahl sehr kleiner Unternehmen in ländlichen Regionen widerspiegelt.

Wie nicht nur unter Produktionsökonomern gemeinhin bekannt sein dürfte, sind Schätzergebnisse von Technologieparametern durch das Ausmaß der zugrunde liegenden funktionalen Form beeinflusst. Folglich erscheint es erstre-

¹ Siehe Briscoe (1995).

² Siehe z. B. Ewers et al. (2001).

³ Bisher existiert lediglich eine sehr geringe Anzahl an empirischen Studien in bezug auf die Wirtschaftlichkeit von Wasserversorgungsunternehmen in Deutschland (siehe z. B. Hanusch / Cantner 1991 und Sauer 2004).

benswert, flexible funktionale Formen anzuwenden. Allerdings stellen letztere lediglich eine Approximation der ‚wahren‘ Funktion dar. Eine globale Erfüllung der Konkavitätsbedingung in bezug auf die Faktorpreise kann nicht per se unterstellt werden (siehe Diewert/Wales 1987). Wie z. B. Conrad/Jorgensen (1977) betonen, erfüllen die meisten empirischen Studien daher nicht die Konkavitätsbedingung.⁴ Vor dem Hintergrund der ökonomischen Theorie ist die Anwendung einer Kostenfunktion, welche die globale Auferlegung der Krümmungseigenschaften erlaubt, jedoch vorzuziehen. In dieser Studie soll die funktionale Form der symmetric generalized McFadden (SGM) Kostenfunktion verwandt werden, welche, wie Diewert/Wales (1987) zeigen, die Bedingungen der Flexibilität zweiten Grades erfüllt.⁵ Diese flexible funktionale Form ermöglicht die Untersuchung der von der mikroökonomischen Theorie geforderten Konkavität, sowie die globale Auferlegung dieser, jedoch ohne den Verlust an funktionaler Flexibilität wie z. B. im Fall der Translog Kostenfunktion.

Die allgemeine Form der SGM Kostenfunktion wird modifiziert indem fixe Faktoren der Wasserproduktion und -versorgung, wie z. B. Grundwasseranteil oder die Anzahl der versorgten Anschlüsse, berücksichtigt werden. Die flexible und hinsichtlich ihrer Krümmungseigenschaften global korrekte Schätzfunktion wird dann genutzt, um verschiedene Maßzahlen für Skaleneffekte, Inputpreis-Elastizitäten sowie die optimale Versorgergröße abzuleiten. Ziel ist es, empirisch fundierte Einblicke in die aktuelle Kostenstruktur und die wirtschaftliche Effizienz von Wasserversorgern zu erhalten, und relevante Politikimplikationen abzuleiten.

Der vorliegende Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Der zugrunde liegende theoretische Rahmen der Kostenfunktion wird in Abschnitt 2 vorgestellt, Abschnitt 3 führt die funktionale Form der SGM ein, während Abschnitt 4 sich kurz mit der Struktur der Wasserproduktion, dem deutschen Wassersektor sowie möglichen Ursachen struktureller Ineffizienz beschäftigt. Abschnitt 5 diskutiert die in der einschlägigen empirischen Literatur angewandten Elastizitätsmaße und das Problem einer Bestimmung der optimalen Betriebsgröße. Desweiteren wird die vorliegende Evidenz in Bezug auf die internationalen Wassersektoren betrachtet. Abschnitt 6 nennt die grundlegenden Forschungshypothesen, beschreibt den angewandten Schätzprozess und stellt kurz das verwandte Datensample vor. Schließlich werden im Verlauf von Abschnitt 7 die Resultate sowie potenzielle Politikimplikationen diskutiert.

⁴ Die Beobachtungen welche nicht die Konkavitätsbedingung erfüllen sind unvereinbar mit der Kostenminimierungshypothese.

⁵ Die SGM Kostenfunktion wurde bisher nur sporadisch in der Agrar- und Ressourcenökonomie angewandt (siehe Rask 1995 und jüngst Froberg/Winter 2003 sowie Sauer 2004) und noch nicht in Bezug auf die Wasserversorgungsinfrastruktur (Stand März 2004) benutzt.

2. SGM Kostenfunktion mit fixen Faktoren

Es sei p ein positiver Vektor an Inputpreisen $p \equiv (p_1, p_2, \dots, p_N)^T \gg 0_N^T$, $x \equiv (x_1, x_2, \dots, x_N)^T$ der entsprechende Vektor an eingesetzten variablen Inputs und $z \equiv (z_1, z_2, \dots, z_M)^T$ ein Vektor fixer Inputs. Die zu der Produktionsfunktion $y = f^*(x, z)$ duale Kostenfunktion C^* kann wie folgt definiert werden:⁶

$$[1] \quad C^* = (p, y, z) \equiv \min_x \{ p^T x : f^*(x, z) \geq y, x \geq 0_N \}$$

Die Charakteristika der zugrunde liegenden Produktionsfunktion können anhand der Kostenfunktion beschrieben werden, sofern die folgenden Bedingungen erfüllt sind:

$$[2] \quad C^*(\lambda p, y, z) = \lambda C^*(p, y, z), \forall \lambda \geq 0$$

d. h. linear homogen in p ⁷,

$$[3] \quad C^*(p, y, z) > 0, \forall p > 0_N \vee y > 0$$

d. h. Nicht-Negativität⁸,

$$[4] \quad \nabla_p C^*(p, y, z) \geq 0_N$$

d. h. Monotonie im Hinblick auf die Inputpreise p ⁹

$$[5] \quad \nabla_{pp}^2 C^*(p, y, z) = \textit{negativ semidefinit (nsd)}$$

d. h. Kostenminimierung.¹⁰ Die nachfolgende Analyse verwendet eine SGM Kostenfunktion als die angemessene $C^*(\cdot)$. Die modifizierte symmetrische allgemeine McFadden Kostenfunktion ist eine Verallgemeinerung der ursprünglich von McFadden im Jahre 1978 in Bezug auf Querschnittsdaten eingeführten Funktion:¹¹

⁶ Siehe detailliert z. B. Chambers (1988).

⁷ Das bekannte ökonomische Prinzip, dass nur relative Preise für rationale Individuen relevant sind.

⁸ Die Kosten der Produktion eines positiven Outputs können nicht gleich 0 sein.

⁹ Die Erhöhung eines Inputpreises kann nicht sinkende Kosten implizieren.

¹⁰ V_i bezeichnet den Spaltenvektor der ersten Ableitungen in Bezug auf die Komponenten von I , und V_{io}^2 bezeichnet die Matrix der zweiten partiellen Ableitungen in Bezug auf die Komponenten von i und m .

¹¹ Hier ist $g(p)$ als symmetrisch definiert, vgl. auch Diewert / Wales (1987). Sie wird insofern modifiziert, als (flexibel zweiten Grades) fixe Inputs z_r mit einbezogen wurde.

$$\begin{aligned}
 [6] \quad C(\bullet) = & g(p_i)y + \sum_i b_i p_i y_i + b_{yy} \left(\sum_i \beta_i p_i \right) y^2 + y \sum_i \sum_r b_{iry} p_i z_r \\
 & + \sum_r b_r \left(\sum_i \gamma_i p_i \right) z_i + \sum_r b_{rr} \left(\sum_i \delta_i p_i \right) z_r^2
 \end{aligned}$$

mit $i = 1, \dots, n; r = 1, \dots, m$ und der Preisfunktion $g(p_i)$ definiert als:

$$[7] \quad g(p_i) \equiv p^T S p / 2 \theta^T p = \frac{1}{2} \frac{(p_1, p_2, \dots, p_n) \begin{pmatrix} s_{11} & s_{12} & \dots & s_{1n} \\ s_{21} & s_{22} & \dots & s_{2n} \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ s_{n1} & s_{n2} & \dots & s_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ \cdot \\ p_n \end{pmatrix}}{(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n) \begin{pmatrix} p_1 \\ p_2 \\ \cdot \\ p_n \end{pmatrix}}$$

wobei $\theta \equiv (\theta_1, \dots, \theta_n)^T \geq 0_N^T, b_{ii} \equiv (b_{11}, b_{22}, \dots, b_{NN})^T, b_i \equiv (b_i, b_2, \dots, b_N)^T, b_{ir} \equiv (b_{11i}, b_{12i}, \dots, b_{NMi})^T, b_{yy}, b_r, b_{rr}^T, \beta_i \equiv (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_N)^T, \gamma_{ir} \equiv (\gamma_{11}, \gamma_{12}, \dots, \gamma_{NM})^T, \delta_{ir} \equiv (\delta_{11}, \delta_{12}, \dots, \delta_{NM})^T$ die Parameter des Modells darstellen.¹²

Desweiteren kann die Anzahl der $4N$ Parameter β, γ, δ und θ willkürlich gewählt werden und so ein Strahl an flexiblen funktionalen Formen im Vergleich zu lediglich einer Form betrachtet werden. Sollte eine ausreichende Anzahl an Freiheitsgraden verfügbar sein, kann $b_{yy} = b_j = b_{jj} = 1$ gesetzt werden und $\beta, \gamma,$ und δ geschätzt werden. Folglich wird die Kostenfunktion dann flexibel dritten Grades in y und z und die Faktornachfrage-Gleichungen flexibel zweiten Grades in y und z .¹³ S bezeichnet eine $N \times N$ symmetrische negativ semi-definite (NSD) Matrix welche N zusätzliche Restriktionen $S p = 0$ für einige $p \gg 0_N$ erfüllt. Die durch [6] und [7] definierte Kostenfunktion $C^*(\cdot)$ ist linear in p , ihre Inputnachfrage-Funktionen sind linear in den unbekanntenen Parametern und $C^*(\cdot)$ besitzt $(n(n + 1)/2 + m(m + 1)/2 + n + m + nm + 1)$ freie Parameter.

Wird [6] nach den Inputpreisen differenziert, Shephard's Lemma angewandt und durch den Output geteilt¹⁴, so ergeben die (bedingten) Inputnachfrage-Funktionen (als Verhältnis von Inputeinsatz zu Output):

¹² θ_i entspricht $\theta_i = x'_i$ für $i = 1, \dots, N$ als der durchschnittliche Wert für Input i über das gesamte Sample hinweg.

¹³ Die von der geschätzten Kostenfunktion abgeleiteten Elastizitäten wären dann invariant in Bezug auf Skalenänderungen, wenn $\beta_i = \gamma_{ir} = \delta_{ir} = \theta_i = x'_i$ für $i = 1, \dots, N$ gewählt würde.

¹⁴ Dies um mögliche Heteroskedastizität zu verringern (oder wie Diewert/Wales 1987, p. 59 es formulieren: „[...] makes the assumption of homoscedasticity of the disturbance more plausible.“).

$$[8] \quad \frac{\left(\frac{dC(\bullet)}{dp_i}\right)}{y} = \frac{x_i^*}{y} = \frac{\sum_j s_{ij}p_j}{\sum_i \theta_i p_i} - \frac{1}{2} \theta_i \left[\frac{\sum_i \sum_j s_{ij}p_i p_j}{\left(\sum_i \theta_i p_i\right)^2} \right] + b_{iy} + b_i y^{-1} + b_{yy} \beta_i y \\
 + b_{ir} z_r + b_r \gamma_i z_r y^{-1} + b_{rr} \delta_i z_r^2 y^{-1}$$

wobei $x_i \equiv (x_1, \dots, x_N)^T$. Die Konkavitätsbedingungen¹⁵ für alle $p \gg 0_N$, $y > 0$ und $z > 0$ sind erfüllt wenn die S -Matrix nsd und folglich $C(\cdot)$ global konkav ist. Diewert/Wales (1987) zeigen, dass Konkavität hinsichtlich der Inputpreise mittels der Technik von Wiley et al. (1973) auferlegt werden kann. Hier wird die S -Matrix reparametrisiert, indem sie durch das negative Produkt einer unteren Dreiecksmatrix des Ranges $N - 1 \times N - 1$, A , mit der entsprechend transponierten Matrix A^T ersetzt wird:

$$[9] \quad S = -AA^T$$

wobei $A = [a_{ij}]$ und $a_{ij} = 0$ für $i < j, i, j = 1, \dots, N - 1$. Unter Anwendung von Lau's (1978) Theorem¹⁶ folgt, dass jede nsd S -Matrix durch [9] dargestellt werden kann wobei diese Technik äquivalent zu derjenigen von Lau ist. Eine Auferlegung der negativ semi-definitness zerstört nicht die Flexibilität der SGM funktionalen Form (sofern $\theta > 0_N$).¹⁷ Im Gegensatz zu anderen flexiblen Approximationen wie z. B. der Translog Funktion, erlaubt die Anwendung einer SGM Kostenfunktion die Berücksichtigung aller theoretischen neoklassischen Restriktionen ohne den ‚Fit‘ der funktionalen Form zu opfern (siehe Diewert/Wales 1987).

3. Wasserproduktion und der ländliche Wassersektor

3.1. Die Struktur der Wasserproduktion

Die grundlegenden Stufen der Wasserproduktion können durch Abbildung 1 beschrieben werden:¹⁸

¹⁵ $V_{pp}^2 C^*(p, y, z)$ = negativ semi-definit, d. h. Kostenminimierung. V_i bezeichnet den Spaltenvektor der partiellen ersten Ableitungen in bezug auf die Elemente von i , und V_{im}^2 bezeichnet die Matrix der partiellen zweiten Ableitungen in bezug auf die Elemente von i und m .

¹⁶ Lau (1978) zeigt, dass jede positiv semi-definite Matrix S folgendermaßen dargestellt werden kann: $S = BDB^T$, wobei $B = [b_{ij}](i, j = 1, \dots, N - 1), b_{ij} = 0$ für $i < j, b_{ii} = 1(i = 1, \dots, N - 1)$ und D eine nicht-negative diagonale Matrix bezeichnet.

¹⁷ Während die Parameter in θ sowie b_{yy}, b_r, b_{rr} exogen gegeben sind, sind die restlichen Parameter zu schätzen.

¹⁸ Eine detaillierte Diskussion der Merkmale von Wasserproduktion sowie die Implikationen für die ökonomische Modellierung ist in Sauer (2005) enthalten.

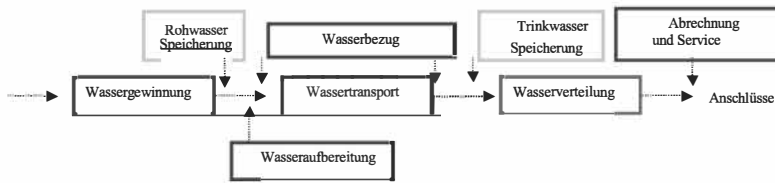


Abbildung 1: Die Stufen der Wasserproduktion (kostenorientiert)

Die Wasserspeicherung wird gewöhnlich nicht als ein integraler Bestandteil des Produktionsprozesses angesehen. Unter Umständen kann Wasser ebenso über andere Produzenten bezogen werden. Verbrauchsabrechnung sowie die Wahrnehmung von Serviceaufgaben werden zumeist durch den Versorger selbst wahrgenommen, können jedoch auch ausgegliedert werden. Die Stufe der Wasseraufbereitung wird hingegen als ein zentraler Teil der Unternehmung betrachtet. Allerdings ist diese im Vergleich zu anderen Stufen weniger kostenintensiv. Der größte Kostenblock entsteht durch den Transport des Trinkwassers sowie durch die Trinkwasserverteilung bis zum Endkonsumenten. Die Kosten der Wassergewinnung sind im Besonderen eine Funktion der regionalen hydrologischen Gegebenheiten (Grund-, Quell- oder Oberflächenwasser). Als eine Folge unterstellter ‚economies of vertical integration‘, ist die überwiegende Mehrheit der ländlichen Wasserversorger in Deutschland durch eine vollständige vertikale Integration gekennzeichnet.¹⁹

3.2. Die ländliche Wasserindustrie in Deutschland

In Deutschland existieren mehr als 6500 Versorgungsunternehmen, die insgesamt ca. 17800 Wasserwerke betreiben. Die größten 1650 Unternehmen versorgen mehr als 83 % der gesamten Bevölkerung. In den meisten Fällen werden Wasserversorgung und Abwasserentsorgung durch unterschiedliche Unternehmen wahrgenommen. In den neuen Ländern sind aus den ehemals 16 staatlichen Wasserversorgungs- und Abwasserentsorgungsbetrieben (WAB) ca. 550 Wasserver- und ca. 1000 Abwasserentsorgungsbetriebe hervorgegangen, welche durch relativ hohe öffentliche Investitionen modernisiert wurden. Lediglich 1,7 % aller Wasserversorger sind vollständig in privatem Besitz, 85 % sind ausschließlich in öffentlicher Hand – in Form von städtischen oder kommunalen Einrichtungen (sogar 95 % der ländlichen Versorger).

Im Jahre 2000 wurden ca. 80 % des gesamten Wasseroutputs an Haushalte und ca. 14 % an Industrie- und Gewerbeunternehmen abgegeben.²⁰ Ländliche

¹⁹ Dies gilt für ungefähr 84 % aller deutschen Wasserversorger und sogar für 95 % aller ländlichen Wasserversorger (siehe BVGW 2001).

²⁰ Die Versorgungsdichte im Sektor variiert stark im Hinblick auf regionale Unterschiede: Ignoriert man die großen Stadtstaaten Berlin, Hamburg und Bremen, so ist das

Kommunen und Städte unterhalten ihre eigene Wasserversorgung als ein Teil der Versorgungsleistungen (z. B. als Eigenbetrieb oder Regiebetrieb), kooperieren mit anderen ländlichen Kommunen (z. B. als Wasserbeschaffungsverband oder Zweckverband) oder werden durch Nachbargemeinden (zumeist größere städtische Versorger) versorgt. Für deutsche ländliche Versorger sind private Beteiligungen eher die Ausnahme. Das einschlägige deutsche Recht betrachtet die Wasserversorgung als Teil der kommunalen Kernaufgaben. Die wirtschaftliche Betätigung außerhalb dieser Kommune ist durch die ‚öffentliche‘ Zweckgebundenheit sowie die territorialen Grenzen eingeschränkt. Wettbewerb im Wassersektor ist rechtlich ausgeschlossen.²¹ Wasserversorger in Deutschland müssen folglich als rechtlich geschützte lokale Monopole angesehen werden, die Wasser von hochwertiger Qualität zu steigenden Preisen und relativ hohen Investitionskosten liefern (von denen sich 65 % auf das Transport- und Verteilungsnetz beziehen). Die konsumierte Wassermenge nimmt ständig ab.

Ökonomen kennzeichnen die Sektoren der Kerninfrastruktur wie den Wassersektor gewöhnlich als ein natürliches Monopol, indem sie auf hohe versunkene Kosten, die Subadditivität der Kostenfunktion sowie Skaleneffekte verweisen (siehe z. B. Fritsch et al. 2001). Jedoch wurde bisher kein Versuch unternommen, solche unterstellten ‚economies of scale‘ und ‚economies of scope‘ für die deutsche Wasserindustrie oder sogar die ländliche Wasserindustrie in Deutschland empirisch nachzuweisen (Sauer 2005). Es existiert im Markt kein effektiver Wettbewerb der zu kosten- und ressourcenorientiertem und effizientem Management führen könnte (siehe Scheele 2000). In Verbindung mit den Liberalisierungsbemühungen in anderen Infrastruktursektoren (Gas, Elektrizität) nehmen private Anteile an öffentlichen Wasserversorgern allerdings zu.²² Trotz zunehmender Diskussionen um die Notwendigkeit einer Liberalisierung und die angemessenen Deregulierungsschritte im Wassermarkt (siehe z. B. Ewers et al. 2001; Mankel et al. 2000 oder Scheele 2000) kam es bisher zu keinerlei effektiven politischen Entscheidungen.

Verhältnis von versorgten Einwohnern pro Unternehmen für Nordrhein-Westfalen am größten (ca. 90000) und am geringsten für Rheinland-Pfalz (ca. 26000). Im Schnitt werden in Westdeutschland ungefähr 47000 Einwohner durch ein Unternehmen versorgt und ca. 65000 in Ostdeutschland (auf der Basis von BVGW 2001).

²¹ Hier der Wettbewerb auf dem Produktmarkt (‚Kommunale Selbstverwaltung im Rahmen der Daseinsvorsorge‘, siehe Grundgesetz, Artikel 28, ‚kommunalwirtschaftliches Örtlichkeitsprinzip‘, ‚kartellrechtlicher Ausnahmereich‘).

²² Große Energieversorger wie z. B. EON propagieren die Vision des ‚multi-utility‘.

4. Skalanelastizitäten und die optimale Betriebsgröße

4.1. Skalanelastizitäten

Die meisten Ökonomen in Theorie und Praxis unterstellen für die Wasserproduktion und -versorgung beträchtliche Skaleneffekte (siehe z. B. Kim und Lee 1988; Bhattacharyya et al. 1995, Ewers et al. 2001 or Scheele 2000).²³ Allerdings existiert im Hinblick auf die Reichweite der Produktionsfunktion, für die solche economies of scale zutreffen, kein Konsens. Nach Panzar (1989) können solche economies of scale als technologische Restriktion in Bezug auf den Mehrproduktfall am Punkt $(x, y) \in T$ wie folgt beschrieben werden:

$$[10] \quad S(x, y) = - \frac{\left[\sum_{i=1}^n x_i \left(\frac{d\varphi}{dx_i} \right) \right]}{\left[\sum_{i=1}^n y_i \left(\frac{d\varphi}{dy_i} \right) \right]}$$

mit x_i als Inputs und y_i als die verschiedenen Produkte. T bezeichnet eine zweimal differenzierbare Transformationsfunktion $\varphi(x, y)$, in x_i und y_i für $y_i > 0$. Skaleneffekte können (lokal) zunehmend, konstant oder abnehmend sein, indem S in [10] einen Wert größer, gleich oder kleiner als 1 annimmt. Hinsichtlich der dualen Kostenfunktion kann für jedes Produkt y und die Inputpreise w alternativ formuliert werden:

$$[11] \quad S(y, w) = \frac{C(y, w)}{\left[\sum_{i=1}^n y_i C_i(y, w) \right]}$$

Im Hinblick auf den Einproduktfall reduziert sich [10] zur Skalanelastizität $e(x)$ in Gleichung [12]:²⁴

$$[12] \quad e(x) = \frac{\sum_{i=1}^n x_i f_i(x)}{f(x)}$$

und alternativ [11] zu [13]:

$$[13] \quad S = \frac{C}{yC'} = \frac{AC}{MC}$$

als das Verhältnis von Durchschnittskosten (AC) zu Grenzkosten (MC). Da $dAC/dy = (MC - AC)/y$, liegen steigende, konstante oder abnehmende eco-

²³ Zusätzlich notieren ebenso Young und Haveman: „Scale economies are evident in water storage, conveyance, and distribution.“ (1995, p. 469).

²⁴ $\varphi(x, y) = f(x) - y$, folglich $d\varphi/dx = df/dx_i$ und $d\varphi/dy = -1$. Indem $y = f(x)$ erhält man $S = \sum x_i f_i / y = \sum x_i f_i / f(x) = e(x)$.

nomies of scale vor, wenn die Ableitung dAC/dy einen negativen Wert, einen Wert gleich Null oder einen positiven Wert annimmt, was impliziert, dass $S > 1, = 1$ or < 1 . Maße für Skaleneffekte können entweder langfristig oder kurzfristig berechnet werden, wobei der Kosteneffekt des eingesetzten Kapitals unterschiedlich berücksichtigt wird.

Die Produktionsstufe der Wasserverteilung ist durch Unteilbarkeiten des Leitungssystems gekennzeichnet. Diese sind eine Folge der grundlegenden technischen Bedingungen (eine Variation der Leitungskapazität ist nur in großen Schritten möglich, der erste gelieferte m^3 Wasser benötigt dasselbe komplette Leitungssystem wie auch der 1000ste m^3 Wasser) und führen zu sinkenden Durchschnittskosten infolge von economies of scale. Diese basieren in Bezug auf das Leitungssystem auf minimalen Inputeinsatzmengen: indem die durchgeleitete Wassermenge erhöht wird, werden auch die Kosten für das Leitungsnetz auf eine größere Wassermenge verteilt (i.e. Fixkostendegression). Desweiteren gilt das ingenieurwissenschaftliche ‚2/3-Gesetz‘ – eine Verdoppelung der Leitungskapazität (bis zu einer bestimmten Obergrenze) führt zu einem Anstieg der Materialkosten um den Faktor 2/3. Schließlich müssen ‚stochastische Größeneffekte‘ erwähnt werden: hinsichtlich des ‚Gesetzes der großen Zahl‘ werden Abweichungen von den durchschnittlichen Materialkosten für das Leitungsnetz mit steigender Netz- und Betriebsgröße zunehmend egalisiert. Folglich wird sowohl die Ersatzteilnachfrage als auch die Speicherung solcher Teile optimiert. In Verbindung mit den erwähnten minimalen Faktoreinsatzmengen führen die Unteilbarkeiten des Netzes schließlich zu positiven Dichteeffekten: der Anschluss einer dicht besiedelten Region resultiert in niedrigeren Kosten als ein solcher in einer abgelegenen ländlichen Gegend.

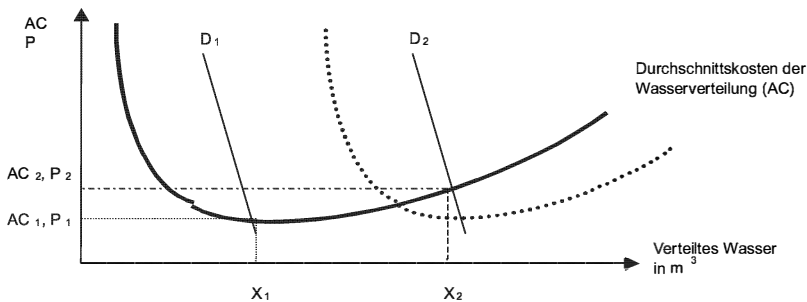


Abbildung 2: Skaleneffekte in der Wasserverteilung

Abbildung 2 zeigt, dass die Durchschnittskosten (AC) der Wasserverteilung mit einem Anstieg des verteilten Wassers bis zum Minimalkostenpunkt (P_1) sinken, wo die gesamte Wassernachfrage (D_1) durch ein einzelnes Verteilungs-

netz bedient wird. Jedoch sind positive Skaleneffekte dort erschöpft, wo die verteilte Wassermenge eine bestimmte Höhe erreicht. Folglich steigen die Kosten der Wasserverteilung infolge höherer Transportkosten (durch höhere Erfordernisse hinsichtlich des Leitungsdrucks als auch steigender Kosten der Wasseraufbereitung in bezug auf Leitungsablagerungen) nun wieder an. Die Wassernachfrage am Punkt (D_2) wird deshalb am effizientesten via zweier räumlich getrennter Leitungssysteme versorgt (siehe die gestrichelte Linie in *Abbildung 2*), welche beide am Punkt minimaler Durchschnittskosten operieren (AC_1).²⁵

Der obige Abschnitt diskutiert economies of scale eher allgemein. Die folgenden Ausführungen fassen die verschiedenen, in der relevanten Literatur zu Wassersektoren angewandten, Maße für solche Skaleneffekte zusammen und geben einen Überblick über bisherige empirische Evidenz.

4.2. Skalanelastizitätsmasse in der Wasserproduktion und -verteilung

In Bezug auf die Wasserindustrie kamen verschiedene Maße für economies of scale bisher zur Anwendung, z. B. beziehen Mizutani/Urakami (2001) ebenso Netzwerkeffekte in die Betrachtung von *Skaleneffekten* mit ein und führen zudem *Dichteeffekte* ein, welche ausschließlich durch Wasseroutputeinträge gemessen werden. Sowohl Ashton (1999) als auch Stone & Webster (2004) betrachten ausschließlich *Outputeffekte* in Bezug auf die variablen Kosten um die Skalanelastizität zu bestimmen. Hinsichtlich der *Kapitaleffekte* auf die langfristige Kostenstruktur kann desweiteren zwischen kurzfristigen (,short-term‘) und langfristigen (,long-term‘) Skaleneffekten unterschieden werden. Dieser Ansatz wird in der relevanten Literatur weitestgehend verfolgt und erscheint insofern angemessen, als regulierte öffentliche Unternehmen zu ineffizienten langfristigen Kapitalinvestitionen neigen (siehe Averch/Johnson 1962 und Morrison 1985)²⁶: empirische Belege für einen Anstieg der variablen Kosten infolge des Kapitaleinsatzes, würden eine Überinvestition nahe legen, die mögliche kurzfristige positive (bzw. negative) Skaleneffekte langfristig verringern (bzw. steigern) könnte. *Tabelle 1* fasst die verschiedenen

²⁵ Bei konstatierten Unteilbarkeiten muss der Punkt X_2 in Abb. 2 nicht notwendigerweise ineffizient sein, da dem ‚Faulhaber-Fall‘ zufolge hier ebenso Kostensubadditivität vorliegen kann. Diesen Hinweis schuldet der Autor einem anonymen Gutachter.

²⁶ Averch/Johnson (1962) zeigen den möglichen Effekt regulatorischer Restriktionen auf die Kostenstruktur regulierter Monopole und argumentieren, dass die Kapitalkosten regulierter Firmen sich von denen im unregulierten Markt oder den ‚sozialen‘ Kosten unterscheiden und geringer ausfallen würden. Für jede zusätzliche Faktoreinheit an Kapital, kann die regulierte Firma einen Profit in Höhe der Differenz zwischen Kapitalmarktkosten und der durch die Regulierungsbehörde erlaubten internen Verzinsung geltend machen. Folglich substituieren das Unternehmen andere Produktionsfaktoren

Kosten- und Skalenelelastizitäten, die in den verschiedenen empirischen Studien zu Wassersektoren zur Anwendung kommen, zusammen:

Tabelle 1
Kosten- und Skalenelelastizitätsmasse in Bezug auf Wasserproduktion und -verteilung

<i>Erklärende Variable (x)</i>	<i>Kostenelelastizität (ε_i)</i>		
Wasseroutput (y)	$\epsilon_y = \frac{d \ln VC}{d \ln out}$		
Anzahl der Anschlüsse / Kunden (con)	$\epsilon_{cn} = \frac{d \ln VC}{d \ln con}$		
Netzlänge (net)	$\epsilon_n = \frac{d \ln VC}{d \ln net}$		
Kapital (fixer input) (cap)	$\epsilon_{cap} = \frac{d \ln VC}{d \ln cap}$		
<i>Maß (s_i)</i>	<i>Skalenelelastizität (ε_{si})</i>		
	<i>kurzfristig (sr)</i>	<i>langfristig 1 (lr)</i>	<i>langfristig 2 (lr2)</i>
Maß 1 (s ₁) 'Produktionsdichte' (out)	$\epsilon_{s1}^{sr} = \epsilon_y^{-1}$	$\epsilon_{s1}^{lr} = (1 - \epsilon_{cap})\epsilon_y^{-1}$	$\epsilon_{s1}^{lr2} = \frac{\epsilon_y^{-1}}{(1 - \epsilon_{cap} - \epsilon_n)\epsilon_y^{-1}}$
Maß 2 (s ₂) 'Kundendichte' (out, con)	$\epsilon_{s2}^{sr} = (\epsilon_y + \epsilon_{cn})^{-1}$	$\epsilon_{s2}^{lr} = \frac{(1 - \epsilon_{cap})}{(\epsilon_y + \epsilon_{cn})^{-1}}$	$\epsilon_{s2}^{lr2} = \frac{(1 - \epsilon_{cap} - \epsilon_n)}{(\epsilon_y + \epsilon_{cn})^{-1}}$
Maß 3 (s ₃) 'Versorgungsdichte' (out, con, net)	$\epsilon_{s3}^{sr} = (\epsilon_y + \epsilon_{cn} + \epsilon_c)^{-1}$	$\epsilon_{s3}^{lr} = \frac{(1 - \epsilon_{cap})}{(\epsilon_y + \epsilon_{cn} + \epsilon_n)^{-1}}$	-

Ökonomische Maße zur Bestimmung langfristiger Skalenelelastizitäten betrachten entweder den langfristigen Effekt der Kapitalkosten ('langfristig 1' in

durch Kapital und erhöhe hierdurch sein Kapital-Arbeits-Faktoreinsatzverhältnis über die minimale Kostenkombination hinaus. Der resultierende Effekt gleiche demjenigen einer Veränderung der relativen Faktorkosten. Warford (1966) zeigt, dass ein suboptimaler Wasserpreis in Bezug auf öffentliche Wasserversorger zu einer Überinvestition in Produktionskapazität führt. Durch die traditionelle Orientierung der Unternehmen auf die Bereitstellung einer Dienstleistung und nicht auf die Erzielung von Gewinn, setzten öffentliche Wasserunternehmen im allgemeinen suboptimale Preise. Geltende Wasserpreise könnten daher als ebenso relevant für zukünftige Planungen angesehen werden und folglich tendierten Investitionsentscheidungen dazu anzunehmen, dass die zukünftige Wassernachfrage die jetzige übersteige ohne auf die marginale Zahlungsbereitschaft des Konsumenten Rücksicht zu nehmen. Diese Vernachlässigung einer expliziten marginalen Bewertung des zusätzlichen Wasserangebots resultiere voraussichtlich in einer Überinvestition in Produktionskapazität (siehe auch Onyeji 1990). Allerdings müsste das hier postulierte Verhältnis von interner Verzinsung zu Marktzins für den deutschen Wassersektor empirisch überprüft werden.

Tabelle 1), den langfristigen Kapitalkosteneffekt oder den langfristigen Kosteneffekt der Größe des Netzwerkes (langfristig 2' in *Tabelle 1*).

4.3. Effekte der Produktionsdichte – Skalenmaß 1

Von positiven Kosteneffekten der Produktionsdichte ('economies of production density, EPD ') kann ausgegangen werden, wenn bei zunehmender Produktion für eine gegebene Anzahl an Kunden als auch an Netzwerklänge die durchschnittlichen variablen Kosten sinken (d. h. die Nachfrage pro Kunde steigt). Der Kapitalstock ist kurzfristig fix, eine Anpassung der Produktionsanlagen im Hinblick auf Nachfrageänderungen ist nicht möglich. Die kurzfristigen economies of production density (EPD_{sr}) können für den jeweiligen Kapitallevel im Einproduktfall wie folgt formuliert werden:

$$[14] \quad EPD_{sr} = \varepsilon_{s1}^{sr} = \frac{1}{\varepsilon_y} = \left(\frac{d \ln VC}{d \ln out} \right)^{-1}$$

Langfristig kann die Produktionskapazität angepasst werden und folglich der Kosteneffekt des Kapitallevels folgendermaßen berücksichtigt werden:

$$[15] \quad EPD_{lr} = \varepsilon_{s1}^{lr1} = \frac{(1 - \varepsilon_{cap})}{\varepsilon_y} = \left(\frac{1 - d \ln VC}{d \ln cap} \right) \left(\frac{d \ln VC}{d \ln out} \right)^{-1}$$

Betrachtet man ebenso das Transport- und Verteilungsnetz (Leitungen, Pumpsanlagen und Speichervorrichtungen) als Teil des fixen Kapitalstocks, so erhält man die langfristigen economies of production density (EPD_{str2}) wie folgt:

$$[16] \quad EPD_{lr2} = \varepsilon_{s1}^{lr2} = \frac{(1 - \varepsilon_{cap} - \varepsilon_n)}{\varepsilon_y} = \left(\frac{(1 - d \ln VC)}{d \ln cap} - \frac{d \ln VC}{d \ln net} \right) \left(\frac{d \ln VC}{d \ln out} \right)^{-1}$$

Dieses langfristige Maß erscheint für den Fall einer Konsolidierung der Produktions- und Verteilungsanlagen durch einen Zusammenschluss verschiedener Versorgungsgebiete und die Versorgung durch einen Wasserversorger als relevant (see Garcia / Thomas 2001).

4.4. Effekte der Kundendichte – Skalenmaß 2

Indem ein Wasserversorger seine Produktion bei gleichbleibender Netzlänge erhöht, um die Nachfrage neuer Kunden zu bedienen, nutzt dieser positive Kosteneffekte der erhöhten Kundendichte (ECD). Hierbei wird unterstellt,

dass der Anschluss neuer Kunden kurzfristig durchführbar ist ohne das Netzwerk auszuweiten.²⁷ Die kurzfristige Kostenelastizität im Hinblick auf die Kundendichte (ECD_{sr}) erhält man durch:

$$[17] \quad ECD_{sr} = \varepsilon_{s2}^{sr} = \frac{1}{(\varepsilon_y + \varepsilon_{con})} = \left(\frac{d \ln VC}{d \ln out} + \frac{d \ln VC}{d \ln con} \right)^{-1}$$

Betrachtet man hingegen ebenso den Kosteneffekt des Kapitals, so lautet die langfristige Elastizität:

$$[18] \quad ECD_{lr} = \varepsilon_{s2}^{lr} = \frac{(1 - \varepsilon_{cap})}{(\varepsilon_y + \varepsilon_{con})} = \left(1 - \frac{d \ln VC}{d \ln cap} \right) \left(\frac{d \ln VC}{d \ln out} + \frac{d \ln VC}{d \ln con} \right)^{-1}$$

und wird schließlich ebenso der Kosteneffekt des ‚Netzwerkkapitals‘ betrachtet, so erhält man:

$$[19] \quad ECD_{lr2} = \varepsilon_{s2}^{lr2} = \frac{(1 - \varepsilon_{cap} - \varepsilon_n)}{(\varepsilon_y + \varepsilon_{con})} = \left(1 - \frac{d \ln VC}{d \ln cap} - \frac{d \ln VC}{d \ln net} \right) \left(\frac{d \ln VC}{d \ln out} + \frac{d \ln VC}{d \ln con} \right)^{-1}$$

4.5. Effekte der Versorgungsdichte – Skalenmaß 3

Die Größe des Versorgungsgebietes im Sinne der Länge des Transport- und Verteilungsnetzes kann ebenso positive oder negative Skaleneffekte implizieren. Dies erscheint besonders wichtig im Hinblick auf Versorgungsunternehmen in ländlichen Gebieten. Folglich kann die kurzfristige Elastizität der Versorgungsdichte (ESD_{sr}) durch [20] abgebildet werden, wobei die Variable Netzlänge im Sinne eines outputbezogenen Faktors betrachtet wird:

$$[20] \quad ECD_{sr} = \varepsilon_{s3}^{sr} = \frac{1}{(\varepsilon_y + \varepsilon_{con} + \varepsilon_{net})} = \left(\frac{d \ln VC}{d \ln out} + \frac{d \ln VC}{d \ln con} + \frac{d \ln VC}{d \ln net} \right)^{-1}$$

und die entsprechende langfristige Elastizität (ESD_{lr}) kann mittels Gleichung [21] berechnet werden:

$$[21] \quad ECD_{lr} = \varepsilon_{s3}^{lr} = \frac{(1 - \varepsilon_{cap})}{(\varepsilon_y + \varepsilon_{con} + \varepsilon_{net})} = \left(1 - \frac{d \ln VC}{d \ln cap} \right) \left(\frac{d \ln VC}{d \ln out} + \frac{d \ln VC}{d \ln con} + \frac{d \ln VC}{d \ln net} \right)^{-1}$$

²⁷ Dies ist der Fall da bei der Konstruktion des Versorgungsnetzes Rücksicht auf solche kurzfristigen Nachfragesteigerungen genommen werden muss (siehe z. B. Reif 2000).

Da das vorliegende Datensample sich auf ländliche Wasserversorger bezieht, spielt die Dichte des jeweiligen Versorgungsgebietes für die Bestimmung von Skaleneffekten eine wichtige Rolle. Folglich wird das auf das Netzwerk bezogene langfristige Maß („langfristig 2“) nachfolgend nicht berücksichtigt: die Kosteneffekte des Netzwerks werden in Bezug auf die Wechselwirkungen mit der Kundenanzahl und dem entsprechend als outputbezogen betrachtet („Maß 3“). Die einzelnen Skalenmaße werden geschätzt, indem die Schätzparameter der Kostenfunktion in [8] herangezogen werden. Um schließlich die Hypothese existierender Skaleneffekte (H_0 : ‚constant returns to scale‘) zu testen, werden, Diewert/Wales (1987) nachfolgend und unter Einbezug quasi-fixer Inputs (siehe Pierani/Rizzi 1999), die folgenden sieben Parameterrestriktionen für den Test auf langfristige Skaleneffekte: H_{0lr} : $b_i = b_{yy} = b_{ieqy} = 0$ ($i =$ Arbeit, Energie, Chemikalien) und die folgenden vier Restriktionen in Bezug auf den Test auf kurzfristige Skaleneffekte: H_{0sr} : $b_i = b_{yy} = 0$ auferlegt.

4.6. Empirische Resultate

Zum Zeitpunkt des Abschlusses dieser Arbeit existierte keine valide empirische Studie für deutsche ländliche und/oder städtische Wasserversorgungsunternehmen.²⁸ Jedoch ist eine relativ große Anzahl an Studien zur Struktur der Wasserindustrie in anderen europäischen und internationalen Ländern verfügbar. Die jüngsten Ergebnisse sollen im Folgenden kurz zusammengefasst werden:

England & Wales

Hunt/Lynk (1995) schätzen eine Mehrproduktkostenfunktion um das Vorliegen von economies of scale (entsprechend zu Skalenmaß 1 ‚kurzfristig‘) und von economies of scope für regionale Wasserunternehmen vor der Privatisierung zu ermitteln.²⁹ Die Autoren stellen signifikante positive Skaleneffekte sowie positive Verbundeffekte im Hinblick auf eine integrierte Bereitstellung von Wasserver- und Abwasserentsorgung fest. Ashton (1999 und 2003) betrachtet sowohl Skaleneffekte (hier Maß 1 ‚langfristig‘) als auch Kosteneffekte in Verbindung mit einer Kapazitätsauslastung (hier Maß 1 ‚kurzfristig‘), indem er Daten für Wasserversorgungsunternehmen im Zeitraum zwischen 1990 und 1996 anwendet.³⁰ Der Autor stellt für die Wasserversorger negative Skaleneffekte fest (im Bereich von 0,963 bis 0,964) und ebenso negative Kosteneffekte durch eine erhöhte Kapazitätsauslastung. Saal/Parker (2001) betrach-

²⁸ Stand 1. 9. 2004.

²⁹ Gesamtkostenansatz.

³⁰ Unter Anwendung einer variablen Kostenfunktion.

ten den Einfluss einer Privatisierung der Wasser- und Abwasserunternehmen auf die Produktivität und deren nachfolgender Regulierung mittels der 'price cap'-Methode, indem sie Gesamtkostendaten für die Jahre 1985–99 verwenden. Diese Studie berichtet von substantiellen diseconomies of scale (entsprechend dem Skalenmaß 1 kurzfristig) mit Schätzergebnissen von 0,83 bis 0,88 am sample-Durchschnitt. Entgegengesetzte Resultate berichten Bottasso/Conti (2003), welche eine heteroskedastische stochastische variable Kostenfrontier für den Zeitraum 1995–2001 schätzen. Hier konnten positive Skaleneffekte in einer Größenordnung von 1,45 bis 1,73 für relativ kleine Wasserversorger (entsprechend dem Skalenmaß 3) gefunden werden. In einer kürzlich erschienenen Studie untersuchte die private Unternehmensberatung Stone & Webster (2004) desweiteren das Vorliegen von Skaleneffekten bei Anwendung einer Gesamt- und einer variablen Kostenfunktion für den Zeitraum 1994 bis 2003 (korrespondierend zum Skalenmaß 1). Diseconomies of scale konnten sowohl kurzfristig (0,67) als auch langfristig (0,62 für die variable und 0,71 für die Gesamtkostenspezifizierung) für Wasser- und Abwasserunternehmen bestätigt werden. Kurz- als auch langfristig zeigten sich economies of scale für ausschließlich Wasser anbietende Unternehmen (1,42 bzw. 1,25 für die variable und 1,09 für die Gesamtkostenspezifizierung).

Frankreich

Garcia/Thomas (2001) wenden eine variable translog Kostenfunktion an um Skaleneffekte für 55 Wasserversorger in der Region um Bordeaux in den Jahren 1995 bis 1997 zu schätzen (entsprechend Skalenmaß 2). Hier konnten kurzfristig positive Skaleneffekte (eine Skalenelastizität von 0,65) bestätigt werden. Langfristig ergab sich keine signifikant von 1 abweichende Skalenelastizität (d. h. konstante Skalenerträge).

Italien

Vergleichbar mit der deutschen Wasserindustrie bewegt sich die Wasserindustrie in Italien nur zaghaf auf eine Konsolidierung der sehr fragmentierten Industrie mit mehr als 6000 Unternehmen zu, welche im Durchschnitt ca. 9000 Einwohner versorgen. Fabbri/Fraquelli (2000) untersuchten die Struktur der italienischen Wasserindustrie und entdeckten signifikante positive Skaleneffekte (14,32) für ein niedriges Outputniveau, jedoch leicht abnehmende Skaleneffekte (0,90) für sehr hohe Outputniveaus (korrespondierend zum Skalenmaß 1). Diese Ergebnisse legen den Schluss nahe, dass signifikante Skalenerträge durch eine Ausweitung der Produktion erzielt werden können, bevor schließlich diseconomies of scale negative Kosteneffekte hervorrufen.

USA

Kim (1985) schätzte eine Mehrprodukt-translog Funktion, um die US-amerikanische Wasserindustrie auf economies of scale und economies of scope zu untersuchen, wobei Daten auf Gesamtkostenbasis verwandt wurden. Diese Studie berichtet von negativen Skaleneffekten in Bezug auf die Versorgung von Haushaltskunden, jedoch von positiven Skaleneffekten hinsichtlich der Versorgung von Nicht-Haushaltskunden (Skalenmaß 1). Weiterhin berichten Kim (1985) und auch Kim/Clarke (1988), dass mit steigendem Wasseroutput an Haushaltskunden die minimale effiziente Betriebsgröße abnimmt (Skalenmaß 1). Garcia et al. (2003) präsentierten jüngst eine Analyse von Wasserversorgern in Wisconsin und konnten hier Evidenz für positive Skaleneffekte von vertikal integrierten Unternehmen finden (Skalenmaß 2 langfristig).

Japan

Für die sehr fragmentierte japanische Wasserindustrie können Mizutani/Urakami (2001) geringe negative Kosteneffekte einer steigenden Betriebsgröße bzw. sogar konstante Skalenerträge (0,856 bis 0,966) am sample-Durchschnitt ausmachen (korrespondierend zu Skalenmaß 1 und 3 kurzfristig). Im Hinblick auf die Restrukturierung der Wasserindustrie wurde die optimale Betriebsgröße mit einer zu versorgenden Bevölkerung von ungefähr 766000 angegeben.

Korea

Kim/Lee (1998) untersuchen Skaleneffekte für Wasserunternehmen in Korea (Skalenmaß 2 kurzfristig). Hier wird eine Einprodukt-translog Kostenfunktion sowie die entsprechenden Inputgleichungen unter Nutzung von Daten für 42 städtische Versorger im Zeitraum 1985 bis 1995 geschätzt. Diese Analyse findet empirische Belege für positive Skaleneffekte im Hinblick auf die durchschnittliche Betriebsgröße im sample: die Elastizität der Kosten in Bezug auf den Wasseroutput beläuft sich demzufolge auf ungefähr 0,8. Indem die Resultate nach verschiedenen Städten differenziert werden, können diseconomies of scale für 4 Städte, konstante Skalenerträge für 12 Städte und schließlich positive Skalenerträge für nochmal 12 Städte im sample festgestellt werden.

Bisherige Studien zur Wasserindustrie in verschiedenen Ländern zeigten im Hinblick auf das Vorliegen von Skaleneffekten sehr unterschiedliche Ergebnisse. Alle Studien wandten die funktionale Form der translog oder der Cobb Douglas an, indem sie den Gesamtkosten- oder variablen Kostenansatz zugrunde legten, allerdings sehr unterschiedliche Skalenmaße verwandten. In Bezug auf die deutsche Wasserindustrie kann als Vergleichsstruktur diejenige der italienischen Wasserindustrie herangezogen werden (sehr fragmentiert, ein

geringer Durchschnittsoutput, die Mehrheit der Firmen ist in öffentlichem Besitz und Betrieb): hier konnten signifikant positive Skaleneffekte für relativ niedrige Outputlevels empirisch bestätigt werden. Allerdings wurde in dieser Untersuchung lediglich das ‚kurzfristige‘ Skalenmaß 1 angewandt. Um Einblick in die relativen Skaleneffekte der Variablen Wasseroutput, Anzahl der Anschlüsse und Netzwerklänge zu gewinnen, sollten verschiedenen Skalenmaße in kurzfristiger wie auch langfristiger Perspektive zum Einsatz kommen.

Die optimale Betriebsgröße

Die langfristig optimale Betriebsgröße orientiert sich an den minimalen Durchschnittskosten, entweder bestimmt durch den Markt (d. h. polypolistischer Wettbewerb) oder die Regulierungsbehörde (d. h. Monopol). Werden neben dem Wasseroutput ebenso Netzwerk- und Anschlussdichteeffekte in Bezug auf die Durchschnittskosten betrachtet, so müssen die minimalen Durchschnittskosten im Hinblick auf den Wasseroutput, die Anzahl der Anschlüsse oder die Netzlänge gleich Null gesetzt werden:

[22] $\frac{d(\frac{VC}{out})}{dout} = 0$

[23] $\frac{d(\frac{VC}{out})}{dcon} = 0$

[24] $\frac{d(\frac{VC}{out})}{dnet} = 0$

Gleichungen [22] bis [24] können für jeden Wasserversorger oder aber am Samedurchschnitt angewandt werden. *Tabelle 2* stellt die durchschnittliche Betriebsgröße in ländlichen Regionen Ost- und Westdeutschlands dar (Kriterien: Wasseroutput, Netzlänge und Anzahl der Anschlüsse):

Tabelle 2

Durchschnittliche Betriebsgröße in ländlichen Regionen Deutschlands

	<i>Wasseroutput (‘000 m³ p.a.)</i>	<i>Netzlänge (km)</i>	<i>Anzahl der Anschlüsse (n)</i>
Durchschnittliche Betriebsgröße	1232	281,0	6748

5. Forschungshypothesen, Schätzmodell und Daten

Die vorangegangene Beschreibung der Struktur von Wasserproduktion und -versorgung, des deutschen Wassersektors, verschiedener Skalenmaße sowie der optimalen Firmengröße legt die folgenden Forschungshypothesen nahe:

Hypothese 1: Ländliche Wasserversorger in Deutschland sind an ein Versorgungsgebiet gebunden. Dieses ist administrativ festgelegt, folglich sind die Unternehmen ‚output-taker‘ und können die zu versorgende Wassermenge nicht beeinflussen. Da also bei der Entscheidung in Bezug auf den Wasseroutput ökonomische Kriterien keine Rolle spielen, kann erwartet werden, dass die Mehrheit der ländlichen Wasserversorgungsunternehmen nicht mit konstanten Skalenerträgen produziert. Desweiteren wird erwartet, dass die angenommene Überkapitalisierung der Unternehmen langfristig zu sinkenden positiven bzw. steigenden negativen Skalenerträgen führt.

Hypothese 2: Ländliche Wasserversorgungsunternehmen sind in öffentlichem Besitz und nicht dem Marktwettbewerb ausgesetzt. Da das Versorgungsgebiet festgelegt ist, produziert die Mehrheit der Firmen nicht mit ökonomisch optimaler Betriebsgröße.

Die in Abschnitt 2 und 3 definierte SGM Kostenfunktion wird nun angewandt, um den Prozess der Wasserproduktion und -versorgung mit drei variablen Faktoren – Arbeit (x_l), Energie (x_e) und Chemikalien (x_{ch}) –, und vier fixen Faktoren – Eigenkapital (x_{eq}), Anzahl der versorgten Anschlüsse (x_{con}), Versorgungsnetz in km (x_{net}) und den Anteil des Grundwassers am Wasseraufkommen (x_{grws}) – in ländlichen Regionen zu erklären. Diese wird auf der Basis eines Querschnittssamples mittels einer iterativen ‚seemingly unrelated regression procedure (SUR)‘ geschätzt.³¹ Die abhängige Variable sind die Betriebskosten (OC), als die Summe der Kosten für Arbeit, Energie und Chemikalien. Als erklärende Variablen wurden die Inputpreise (p_l , p_e , p_{ch}), Wasseroutput (out) und die fixen Faktoren betrachtet. Additive Fehlerterme ε_i mit einem Mittelwert gleich 0 und einer konstanten Varianz wurden für die Nachfragefunktionen zugrunde gelegt. Symmetrie wurde durch $s_{ij} = s_{ji}$ auferlegt, ebenso wurde die Restriktion $\sum_i s_{ij} = 0$ für $i, j = l, e, ch$ angewandt. Die Parameter s_{ij} definieren die Hesse'sche Matrix anhand welcher die Einhaltung der Regularitätsbedingungen durch die geschätzte Funktion geprüft wird. Die Parameter θ_i werden gleich dem Sampledurchschnitt für jede Inputmenge gesetzt. In Bezug auf das relativ kleine Datensample ($n = 47$) kann eine flexiblere Schätzung von β_i , γ_{ir} , δ_{ir} erreicht werden, indem die Werte der Parameter b_{yy} , b_{eq} , b_{eeq} , b_{con} , b_{concon} , b_{net} , b_{netnet} , b_g und b_{gg} gleich 1 gesetzt werden:

³¹ Zellners ‚seemingly unrelated regression procedure‘ wurde verwandt, um das Faktornachfragesystem zu schätzen.

$$[25] \quad s_{ij} = s_{ji}, \quad \text{für } i, j = \text{Arbeit, Energie, Chemikalien}$$

$$[26] \quad \sum_i s_{ij} = 0, \quad \text{für } i, j = \text{Arbeit, Energie, Chemikalien}$$

$$[27] \quad \theta_i = x_i \quad \text{für } i = \text{Arbeit, Energie, Chemikalien}$$

$$[28] \quad b_{yy}, b_{eq}, b_{con}, b_{net}, b_g, b_{eqeq}, b_{concon}, b_{netnet} \quad \text{und} \quad b_{gg} = 1$$

Für die Schätzung der Parameter wird das Inputnachfragesystem in Gleichung [8] verwandt. Da die Kostenfunktion keine zusätzlichen Informationen enthält, wird diese nicht geschätzt.

Die Daten für diese Analyse basieren auf einer Umfrage unter Wasserversorgungsunternehmen in ländlichen Gebieten Deutschlands für das Jahr 2000/2001.³² Dieses Querschnittssample beinhaltet, neben anderen Variablen, Wasseroutput, Betriebskosten, Menge und Ausgaben für Arbeitskräfte und Energie, die Ausgaben für Chemikalien, die relativen Anteile verschiedener Rohwasserquellen am Wasseraufkommen, Eigen- und Fremdkapital, die Anzahl der versorgten Anschlüsse und die Länge des Transport- und Verteilungsnetzes, die Besitzform, regionaler Standort, die Art und Intensität der Unternehmensintegration sowie öffentliche Zuschüsse.³³ *Tabelle 3* enthält eine deskriptive Statistik der in den ökonomischen Schätzungen verwandten Variablen:

³² ‚Befragung deutscher Wasserversorger zu ausgewählten Betriebs- und Investitionsdaten (11 / 2002)‘, Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO), Halle/Saale. Die Definition der statistischen Einheit ‚ländliche Region‘ wurde unter Rückgriff auf die von der Europäischen Kommission (DG VI) überarbeiteten (EC, 1997), politikrelevanten OECD-Methodik vorgenommen (OECD 1994). Demnach lebt fast 15 % der EU15-Bevölkerung in ländlichen Gemeinden (‚rural communities‘) welche ca. 80 % des EU-Territoriums umfassen. Unter Anwendung dieser Methodik auf Deutschland und unter Zuhilfenahme der NUTS-Klassifikation, wurden schließlich 60 vorwiegend ländliche Regionen (‚predominantly rural regions‘) identifiziert. Diese entsprechen dem NUTS 3 Level und setzen sich aus 3632 Gemeinden zusammen. Folglich wurde eine Gesamtpopulation von 632 ländlichen Wasserversorgern identifiziert. Ein umfassender Fragebogen zu technischen, finanziellen und institutionellen Daten in Bezug auf die verschiedenen Produktionsstufen der Wasserproduktion und -versorgung wurde erstellt. Bis Ende März 2003 antworteten ca. 32 % der Versorger (siehe Abbildung A1 und A2 zur regionalen Verteilung) wovon schließlich 47 Unternehmen für die empirische Analyse herangezogen werden konnten (davon 32 Unternehmen aus den alten und 15 Unternehmen aus den neuen Bundesländern). Die Analysen und Schlussfolgerungen auf der Basis dieses Versorgersamples können demzufolge mindestens als ein erster Hinweis für die anhaltende Effizienzdiskussion im Sektor betrachtet werden. Dies umso mehr, als alternative valide Datensätze für ländliche Wasserversorger in Ostdeutschland oder anderen Transformationsregionen bis dato nicht existieren (Stand März 2005).

³³ Öffentliche Zuschüsse für Wasserversorger in Deutschland werden hauptsächlich über die verschiedenen Investitionsprogramme auf den unterschiedlichen Ebenen: regional, national und supra-national gewährt.

Tabelle 3

Variablen – Deskriptive Statistik

Variable	Mittelwert	Std. abw.	Min.	Max.
Wasser Output (m ³)	1,20E+06	2,60E+06	1,50E+04	1,70E+07
Betriebskosten (euro / m ³)	0,761	0,446	0,067	1,818
Arbeit (stunden / jahr / m ³)	0,064	0,084	0,001	0,498
Energie (kwh / m ³)	0,658	0,402	8,47E-05	1,503
Chemikalien (kg / m ³)	3,241	2,526	0,147	13,947
Arbeitspreis (euro / stunde)	9,278	6,281	0,205	19,950
Energiepreis (euro / kwh)	0,088	0,023	0,050	0,186
Chemikalienpreis (euro / kg)	0,111	0,004	0,105	0,115
Eigenkapital (euro / m ³)	138,120	389,299	0,589	2720,826
Anzahl der Anschlüsse (n / m ³)	5,42E-03	1,35E-03	3,33E-03	9,48E-03
Netzlänge (km / m ³)	2,91E-04	1,62E-04	9,78E-05	8,47E-04
Anteil des Grundwassers (%)	71,705	39,964	0	100

Als Output wird die produzierte und versorgte Wassermenge in m³ verwendet. Aufgrund einer sehr lückenhaften Datenlage werden hier Qualitätsaspekte – wie z. B. der Anteil an chemischen und biologischen Inhaltsstoffen die im Verlauf der Wasseraufbereitung bereinigt wurden – vernachlässigt.³⁴ Die Betriebskosten beinhalten die Ausgaben für die variablen Inputs. Der durchschnittliche Preis für den Faktor Arbeit wurde generiert, indem die Ausgaben für Arbeit – die Summe der gesamten Löhne und Gehälter die im genannten Zeitraum gezahlt wurden (inklusive zusätzlicher Pensions- und sonstiger Zahlungen) – durch die Anzahl der Arbeitsstunden eines vollzeitäquivalenten Beschäftigten pro Jahr geteilt wurden.³⁵ Alle ländlichen Versorger im Sample nutzen Elektrizität als Energiequelle. Der Preis für Energie ist als Kosten der Elektrizität pro Wärmeinheit-Äquivalent (equivalent thermal units) definiert. Die Wasseraufbereitung basiert zum größten Teil auf dem Einsatz von Aktivkohlefiltern, welche aus Braunkohle hergestellt werden. Deshalb

³⁴ Ein ‚qualitätsbereinigter‘ Wasseroutput-Index ist das Ziel zukünftiger Forschung.

³⁵ Schwankungen im Arbeitspreis können lokale Marktbedingungen und die Struktur der jeweiligen Unternehmensorganisation reflektieren. Einige Versorger im Sample sind sehr klein und beschäftigen ausschließlich Teilzeitarbeitskräfte für einige spezielle Arbeitsleistungen. Folglich ist die angewandte Entlohnung pro Arbeitsstunde, im Vergleich zu einem Versorger der ausschließlich Vollzeitkräfte beschäftigt, eher gering.

wird im Hinblick auf die Ermittlung des Preises für Chemikalien der Marktpreis für Kohle des jeweiligen Jahres herangezogen, der hinsichtlich der Transportkosten angepasst wird. Die Menge an eingesetzten Chemikalien kann eruiert werden, indem die spezifischen Ausgaben durch den generierten Preis pro Chemikalieneinheit dividiert werden. Das Wasseraufkommen – die Menge an extrahiertem Rohwasser – kann aus verschiedenen Wasserressourcen stammen: Grundwasser, Oberflächenwasser wie z. B. Seen und Flüsse, und Quellwasser. Der Kosteneffekt des exogenen Faktors Wasseraufkommen wird modelliert indem eine Variable für den relativen Anteil des Rohwassers extrahiert aus Grundwasserressourcen einbezogen wird. Schließlich wird die Menge an Eigenkapital, die Anzahl der versorgten Anschlüsse (Haushalte, Industrie-, Gewerbekunden etc.) und die Netzlänge in Form von fixen Inputs oder exogenen Faktoren berücksichtigt. Aufgrund sehr unterschiedlicher Firmengrößen variieren sämtliche Variablen über die einzelnen Beobachtungen im Sample hinweg stark.

6. Ergebnisse

Die drei Inputnachfragegleichungen werden als SURE-Mehrgleichungssystem ohne die originale Kostenfunktion simultan geschätzt. Dies, da letztere keine zusätzlichen Informationen in Bezug auf die angestrebte Analyse liefert. Alle Parameter können mittels des Nachfragesystems ermittelt werden. Verschiedene unrestringierte und restringierte Schätzungen wurden durchgeführt, um die finale Modellspezifikation im Hinblick auf die technologischen Charakteristiken zu ermitteln. Die nachfolgenden Ausführungen fassen die Schätzergebnisse bezüglich der technologischen Parameter und Skalenerträge sowie die optimale Betriebsgröße zusammen. Die Schätzwerte für die Parameter der SGM Kostenfunktion sind in *Tabelle 4* gezeigt.

Die geschätzte Kostenfunktion ist dual zu einer regulären Produktionsfunktion da sie nicht-negativ, monoton zunehmend, homogen vom Grade 1 und konkav in p ist. Nicht-Negativität der SGM Kostenfunktion wird getestet, indem der geschätzte Wert der Kostenfunktion für jeden Datenpunkt überprüft wird. Die Monotoniebedingung ist erfüllt, da die geschätzten Inputnachfragefunktionen nicht-negativ sind. Die Kostenfunktion ist sowohl linear homogen in p als auch symmetrisch konstruiert (siehe *Abschnitt 3* und die Gleichungen [25]–[28]), sie ist global konkav da Negativ-Semidefinitness der S -Matrix mittels der oben beschriebenen Prozedur auferlegt wird (siehe *Abschnitt 3*). Die R^2 -Werte der individuellen Nachfragefunktionen sind relativ hoch, aber nicht alle Koeffizienten sind verschieden von Null auf einem statistisch signifikantem Niveau. Dies kann vor allem auf die relativ geringe Samplegröße zurückgeführt werden. Die Parameterschätzwerte der SGM funktionalen Form können nicht direkt interpretiert werden. Relativ hohe Werte für den exogenen Faktor Grundwasseranteil ($grws$) sind auf Skalierungseffekte zurückzuführen.

Tabelle 4

Parameter Schätzwerte / Modifizierte SGM Kostenfunktion

Parameter	Schätzwert	Parameter	Schätzwert	Parameter	Schätzwert
s_{ll}	-2,66E-12 [-611,95]***	s_{le}	6,08E-12 [1,17]	s_{lch}	-3,42E-12 [-0,25]
s_{ee}	-2,45E-07 [-718,79]***	s_{ech}	2,47E-07 [46,04]***	s_{chch}	-5,00E-07 [-3700,54]***
b_{ly}	0,0144 [0,24]	b_{ey}	0,3577 [0,78]	b_{chy}	-0,9748 [-0,46]
b_l	5920,20 [6,95]**	b_e	7184,36 [1,11]	b_{ch}	-7105,7 [-0,24]
β_l	-1,00E-07 [-0,91]	β_e	4,41E-07 [0,53]	β_{ch}	9,75E-07 [0,25]
b_{leqy}	4,49E-10 [1,73]**	b_{eeqy}	4,46E-09 [2,27]**	b_{cheqy}	7,59E-09 [0,83]
b_{lcony}	2,06E-05 [0,49]	b_{econy}	-2,85E-04 [-0,89]	b_{chcony}	3,06E-05 [0,02]
b_{lnety}	5,37E-05 [0,14]	b_{enety}	1,02E-03 [0,35]	b_{chnety}	-3,96E-03 [-0,29]
b_{lgrwsy}	0,0815 [2,55]***	b_{egrwsy}	0,5248 [2,17]**	$b_{chgrwsy}$	-0,4234 [-0,38]
γ_{leq}	2,01E-04 [0,98]	γ_{eeq}	3,37E-03 [2,18]**	γ_{cheq}	9,98E-03 [1,38]
δ_{leq}	-1,74E-12 [-1,11]	δ_{eeq}	-2,69E-11 [-2,28]***	δ_{cheq}	-4,57E-11 [-0,83]
γ_{con}	-5,2318 [-0,51]	γ_{econ}	-46,88 [-0,61]	γ_{chcon}	850,74 [2,37]***
δ_{lcon}	-0,0014 [-0,38]	δ_{econ}	0,0267 [0,95]	δ_{chcon}	-0,0162 [-0,12]
γ_{lnet}	-117,74 [-1,59]*	γ_{enet}	-883,42 [-1,57]*	γ_{chnet}	-5737,20 [-2,19]**
δ_{lnet}	0,0530 [0,07]	δ_{enet}	-0,8944 [-0,16]	δ_{chnet}	6,2439 [0,24]
γ_{lgrws}	-6102,35 [-0,20]	γ_{egrws}	273792,40 [1,20]	γ_{chgrws}	357743,30 [0,34]
δ_{lgrws}	1932,68 [0,06]	δ_{egrws}	-260877,90 [-1,15]	δ_{chgrws}	-293097,40 [-0,28]

(1) Anzahl der Beobachtungen: 47 (2) *l*-Arbeit, *e*-Energie, *ch*-Chemikalien, *y*-Output, *eq*-Eigenkapital, *con*-Anzahl der Anschlüsse, *net*-Netzlänge, *grws*-Grundwasseranteil; (3) *t*-Statistiken in Klammer; *, **, ***: Signifikanz am 10-, 5- oder 1 %-level; (4) die Parameter in den ersten beiden

Reihen beziehen sich auf die S -Matrix; (5) Symmetrie – ($s_{ij} = s_{ji}$), ‚adding-up‘ – Restriktionen ($\sum s_{ij} = 0$) wurden auferlegt; die Monotoniebedingung ist für alle Datenpunkte erfüllt; Konkavität ist global auferlegt, indem S auf nsd wie folgt restringiert ist: $S = -A^*A^T$; (6) R^2 für die Arbeits-Nachfragefunktion: 0,8570 (adj. $R^2 = 0.7470$), R^2 für die Energie-Nachfragefunktion: 0,8485 (adj. $R^2 = 0.7319$), R^2 für die Chemikalien-Nachfragefunktion: 0,8834 (adj. $R^2 = 0.7937$); (7) die überwiegende Mehrheit der untersuchten paarweisen Korrelationen zwischen den erklärenden Variablen als auch der getesteten Hilfsregressionen für jede erklärende Variable ließ keine Kollinearität bzw. Multikollinearität erkennen; (8) Die Breusch-Pagan Statistik beläuft sich auf $\chi^2_{(3)} = 15,191$ wodurch die Nullhypothese einer Unabhängigkeit am 1 %-Signifikanzniveau verworfen wird.

Das Ergebnis des Breusch-Pagan Tests auf Unabhängigkeit der Schätzgleichungen bestätigt die implizite Annahme eines heteroskedastischen Fehlerterms und rechtfertigt folglich die Anwendung einer ‚seemingly unrelated estimation‘-Schätztechnik für das Modell.

Die geschätzten marginalen Kosten für das Sample an Wasserversorgern reichen von 0,034 bis zu 5,109 Euro pro m^3 Wasser mit einem Durchschnitt von 0,702. Das Submaß für Arbeit variiert demzufolge zwischen 0,002 und 4,501 Euro pro m^3 Wasser mit einem Durchschnittswert von 0,577. Dasjenige für Energie reicht von 0,001 bis 2,793 Euro pro m^3 Wasser (Durchschnitt von 0,389).³⁶ Die relativen Anteile an den gesamten Betriebskosten belaufen sich somit auf 55,7 % für Arbeit, 37,6 % für Energie und ca. 6,65 % für Chemikalien. Die gesamten geschätzten Durchschnittskosten betragen zwischen 0,024 und 1,882 mit einem Durchschnittswert von 0,749 Euro pro m^3 Wasser. Die durchschnittlichen Kosten für eingesetzte Arbeit reichen von 0,009 bis 0,903 Euro pro m^3 Wasser mit einem Mittelwert von 0,351 Euro pro m^3 . Die durchschnittlichen Kosten pro Energieeinsatz variieren zwischen 7,452E-06 und 0,127 Euro pro m^3 mit einem Mittelwert von 0,054 Euro pro m^3 , solche für Chemikalien weisen einen durchschnittlichen Wert von 0,356 auf und liegen zwischen 0,017 und 1,576 Euro pro m^3 . *Abbildung 3* zeigt die gesamten marginalen sowie die gesamten durchschnittlichen Kosten in bezug auf den Wasseroutput.

Folglich kann für die Mehrheit der Wasserversorger im Sample zunehmende Skalenerträge in bezug auf die Produktionsdichte (economies of production density, EPD) kurz- wie langfristig bestätigt werden (siehe *Abbildung 3*): 31 Versorger produzieren mit steigenden, 14 mit abnehmenden und nur 2 Versorger mit konstanten Skalenerträgen. Die kurzfristigen economies of production density reichen von 0,1395 bis 6,5684 mit einem Wert von 1,9110 am Samplemittel. Wie auch durch die einschlägige Theorie erwartet, steigen in langfristiger Hinsicht die variablen Kosten infolge des Kapitaleinsatzes und daher reduzieren sich die kurzfristigen economies of scale und erhöhen sich die kurzfristigen diseconomies of scale: die langfristigen positiven Skalenerträge reichen von 0,1392 bis 6,5666 mit einem Wert von 1,9106 am Samplemittel.³⁷

³⁶ Wie oben erwähnt liefern solche Submaße nur begrenzte Informationen, sollen jedoch aufgrund der Vollständigkeit hier angegeben werden.

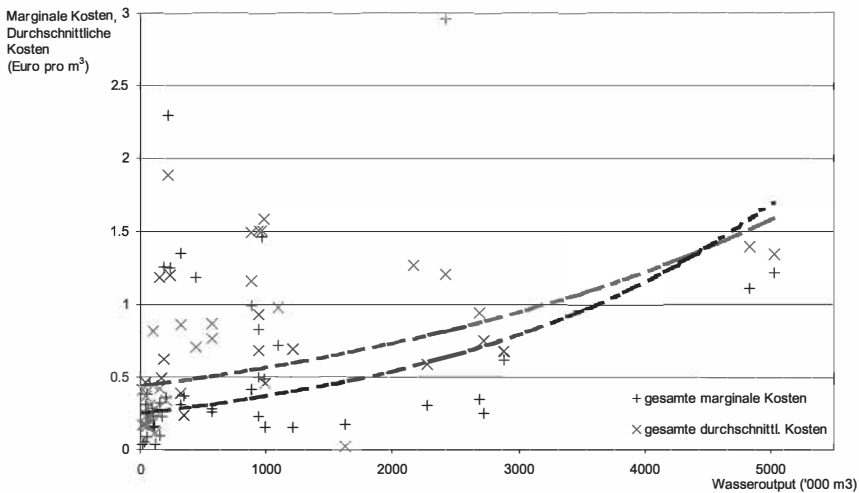


Abbildung 3: Gesamte marginale Kosten und gesamte Durchschnittskosten

Skalenerträge in Bezug auf die Kundendichte (ECD) existieren kurz- wie langfristig für die ländlichen Unternehmen im Sample. Die Mehrheit von 40 Versorgern produziert mit steigenden, 7 Versorger produzieren mit sinkenden Skalenerträgen. Die kurzfristigen economies of customer density reichen von 0,5580 bis 7,5144 mit einem Wert von 2,9528 am Samplemittel. In langfristiger Hinsicht nehmen diese bis auf 2,9521 am Samplemittel ab.

Indem ebenso Netzwerkeffekte berücksichtigt werden, konnten Skalenerträge hinsichtlich der Versorgungsdichte (ESD) für die ländlichen Wasserversorger in einer Reichweite von 0,0663 bis 6,7975 und einem Wert von 2,0879 am Samplemittel in kurzfristiger Hinsicht festgestellt werden. 30 Unternehmen produzieren hier mit steigenden, 2 mit konstanten und 15 Unternehmen mit sinkenden Skalenerträgen. Auch hier nehmen in langfristiger Perspektive die economies of supplying density leicht ab: auf 2,0872 am Samplemittel. *Tabelle 5* fasst die verschiedenen Skalanelastizitäten zusammen.

Die Samplestatistik für den Test auf konstante Skalenerträge in kurzfristiger Hinsicht H_{0sr} ist 56,79 und übersteigt somit den kritischen Wert von $\chi_{0,01}^2 = 15,08$ am 1%-Signifikanzniveau. Die Samplestatistik für den Test auf konstante Skalenerträge in langfristiger Hinsicht H_{0lr} ist 68,63 und übersteigt somit den kritischen Wert von $\chi_{0,01}^2 = 16,81$ ebenso am 1%-Signifikanzniveau. Somit kann die CRTS-Hypothese in beiden Fällen entschieden zurückgewiesen werden. Wie *Abbildung 4* verdeutlicht, existieren für den durchschnittlichen Versorger im Sample im Hinblick auf jedes Outputniveau steigende ge-

³⁷ Es kann erwartet werden, dass dieser, zugegebenermaßen sehr kleine, Effekt klar ansteigen wird im Zeitverlauf.

samte (langfristige) Skalenerträge. Nur 2 Wasserversorgungsunternehmen im Sample produzieren mit konstanten Skalenerträgen.

Tabelle 5
Kurzfristige und langfristige Economies of Scale

Skalenmaß	kurzfristig	langfristig	Anzahl der Firmen		
			increasing returns	constant returns	decreasing returns
Economies of production density (EPD)	1,9110 (1,002) ³⁸	1,9106 (0,8740)	31	2	14
Economies of customer density (ECD)	2,9528 (1,3825)	2,9521 (1,0028)	40	–	7
Economies of supplying density (ESD)	2,0879 (1,4226)	2,0872 (1,3594)	30	2	15

- (1) Bestimmung am Samplermittelwert, Standardfehler in Klammern;
- (2) Firmenspezifische Werte auf Anfrage vom Autor.

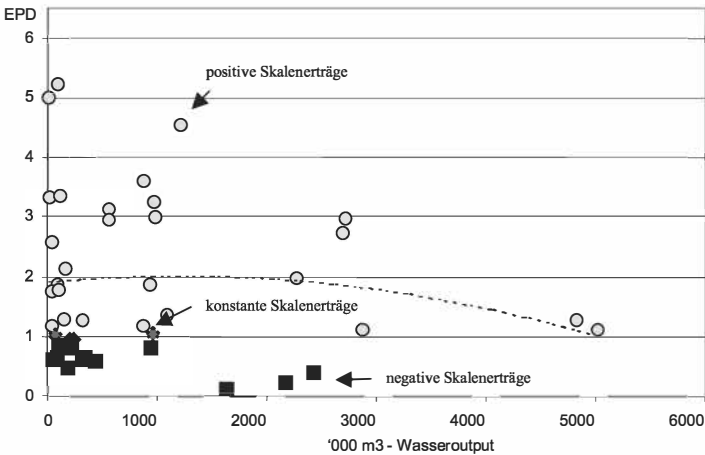


Abbildung 4: (Langfristige) Economies of Scale in Bezug auf die Produktionsdichte

Wie *Tabelle 6* zeigt, sinkt die (langfristige) Skalanelastizität in Bezug auf die Produktionsdichte mit zunehmendem Wasseroutput geringfügig (Pearson's coefficient of correlation $\rho = -0,174$):

³⁸ Die relativ hohen Standardfehler könnten eine Folge des relativ kleinen Samples sowie der zugrundeliegenden Umfrage sein.

Tabelle 6

Skalenerträge in Bezug auf die Produktionsdichte und Betriebsgröße (Water Output)

Größe ('000 m ³)	EPD _{lr}
< 250	1,8837 (0,8955) ³⁹
250 – 500	0,7816 (0,0224)
500 – 1000	2,7356 (1,0379)
1000 – 2500	1,4427 (0,8046)
> 2500	1,8275 (0,7883)

(1) Standardfehler in Klammern.

Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die empirische Analyse im Hinblick auf die verschiedenen Skalenerträge für die Mehrheit der ländlichen Wasserversorger zunehmende Skalenerträge in kurz- wie langfristiger Hinsicht bestätigt.⁴⁰ Allerdings führt der Kosteneffekt des eingesetzten Kapitals zu geringeren Skalenerträgen in langfristiger Hinsicht für alle überprüften Skalenerträge. Dies könnte Evidenz für eine bestehende Überkapitalisierung der Unternehmen sein. Folglich wird Hypothese 1 für die Mehrheit der ländlichen Versorger in kurz- wie langfristiger Hinsicht bestätigt.

Eine empirische Bestimmung der optimalen Betriebsgröße eines Wasserversorgungsunternehmens in ländlichen Gebieten Ost- und Westdeutschlands hat starke Bedeutung für die Liberalisierungsdiskussion in der deutschen Wasserindustrie (siehe *Abschnitt 4*). Die optimale Betriebsgröße beschreibt hier ein Unternehmen, welches mit minimalen Durchschnittskosten produziert (siehe *Abschnitt 5*). Da eine Einproduktunternehmung durch die Kostenfunktion abgebildet wird, befindet sich die optimale Betriebsgröße in Bezug auf die Kostenstruktur am Punkt der geringsten Durchschnittskosten (see Baumol et al. 1982). Um die optimale Größe zu bestimmen, wird im Folgenden auf den Wasseroutput, die Netzlänge sowie die Anzahl der Anschlüsse als Faktoren für die Kostenstruktur fokussiert, d. h. es werden die minimalen Durchschnittskosten im Sinne von Wasseroutput, Netzlänge und Anschlusszahl analysiert. Indem die Gleichungen [22] bis [24] gelöst werden und die geschätzten Parameterwerte verwandt werden, erhält man den minimalen Durchschnittskostenpunkt für die folgenden Variablenwerte (siehe *Tabelle 7*):

³⁹ Siehe *Fußnote 36*.

⁴⁰ Es kann ebenso gefolgert werden, dass vorhergehende Evidenz in Bezug auf Skaleneigenschaften für italienische Wasserversorger (vergleichbare Sektorstruktur) kurz- wie langfristige durch die gefundenen empirischen Ergebnisse bestätigt werden.

Tabelle 7

Die optimale Betriebsgröße

	Wasseroutput (‘000 m ³ p.a.)	Netzlänge (km)	Anzahl der Anschlüsse (n)
Optimale Größe	3592	808,8	18453

Hinsichtlich des Samples ländlicher Wasserversorger weisen lediglich 3 Firmen einen jährlichen Wasseroutput von mehr als 3 592 000 m³ auf, was für ungefähr 7 % aller Unternehmen steht. Die Betriebsgröße von nur 44 aus 635 Wasserversorgungsunternehmen in ländlichen Gebieten Deutschlands entspricht oder übersteigt die optimale Betriebsgröße. *Abbildung 5* zeigt die Betriebsgrößen im jeweiligen Bundesland sowie die durchschnittliche Größe in der Region („average size“) und die geschätzte optimale Größe („optimum size“):

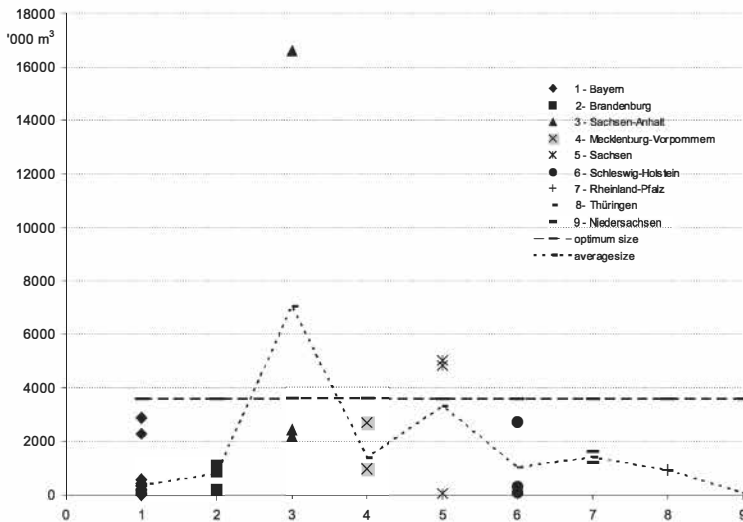


Abbildung 5: Betriebsgröße pro Region (Bundesland) und Optimum

Es wird deutlich, dass, mit der Ausnahme Sachsen-Anhalts, die durchschnittliche Betriebsgröße pro Bundesland geringer als die ermittelte optimale Betriebsgröße ist. Nur 3 ländliche Versorger produzieren mehr als die optimalen 3 592 000 m³ Wasser pro Jahr. Allerdings dürfte es aus Sicht des politischen Entscheiders nützlicher sein, die optimale Betriebsgröße im Sinne der Anzahl der versorgten Einwohner zu kennen. Folglich wurde die Anzahl der versorgten Einwohner (*supinh*) auf den Wasseroutput (*out*), die Netzlänge

($xnet$) und die Anzahl der Anschlüsse ($xcon$) regressiert. Gleichung [29] zeigt die ermittelte log-lineare Beziehung zwischen diesen Variablen (Standardfehler in Klammern):

[29]

$$\ln \text{supinh} = -5,973 \quad +0,0519 \ln \text{out} \quad -0,008 \ln \text{xnet} \quad +0,961 \ln \text{xcon} \quad (\text{adj } R^2 = 0,996)$$

(0,345) (0,061) (0,030) (0,065)

Indem $\text{out} = 3591575 \text{ m}^3$, $\text{xnet} = 808,80 \text{ km}$ und $\text{xcon} = 18453$ in [29] eingesetzt werden, erhält man das Ergebnis von 66333 versorgten Einwohnern. Also beläuft sich die optimale Größe (im Hinblick auf die minimalen Durchschnittskosten) im Sinne von versorgten Einwohnern auf 66333.

Im September 2004 gab es 635 Wasserversorgungsunternehmen in ländlichen Regionen Ost und Westdeutschlands und eine gesamte Anzahl von ca. 6500 Wasserversorgern in Deutschland. Sollte die Berechnung der optimalen Anzahl der versorgten Einwohner korrekt sein, so würden etwa 230 Wasserversorgungsunternehmen in ländlichen Gebieten (die ungefähr 15 Millionen Einwohner versorgen) und ca. 1220 Versorger für das gesamte Gebiet Deutschlands (die ungefähr 80 Millionen Einwohner versorgen) effizient sein.⁴¹ Aus einer rein ökonomischen Perspektive deutet dies auf die dringende Notwendigkeit einer Reorganisation und die Formierung größerer Versorgungseinheiten hin – zumindest in ländlichen Gebieten.⁴²

Hypothese 2 wird durch die empirische Analyse bestätigt. Mehr als 90 % der Wasserversorger in ländlichen Gebieten Deutschlands produziert nicht am optimalen Punkt minimaler Durchschnittskosten. Die optimale Anzahl der versorgten Einwohner würde sich auf etwa 66000 (entspricht 3590000 m^3 Wasser) belaufen, der im Sektor herrschende Durchschnitt für ländliche Wasserversorger ist etwa 24000 Einwohner (entspricht 1230000 m^3 Wasser).

7. Schlussfolgerungen

Die vorangegangene Analyse der Trinkwasserproduktion und -versorgung für ein Sample an Wasserversorgungsunternehmen in ländlichen Regionen Deutschlands wendet die symmetrische und verallgemeinerte McFadden Kostenfunktion als eine flexibel zweiten Grades funktionale Form an. Da die von der zugrundeliegenden Kostenfunktion abgeleiteten Schätzgleichungen die von der ökonomischen Theorie geforderten Konkavitätsbedingungen erfüllen,

⁴¹ Dies setzt voraus, dass die Ergebnisse ebenso valide im Hinblick auf die Kostenstruktur von Wasserversorgern in urbanen Gebieten sind.

⁴² Für gleichermaßen gerechtfertigte Perspektiven siehe z. B. Young/Haveman 1985 oder Sauer 2004b.

erscheint dies als ein Fortschritt im Hinblick auf vorangegangene Produktionsanalysen in den Wassersektoren. Die von Diewert/ Wales (1987) vorgeschlagene SGM Kostenfunktion wird deshalb modifiziert, um fixe Produktionsfaktoren zu berücksichtigen und trotzdem die Charakteristika der ursprünglichen funktionalen Form zu erhalten. Effiziente Schätzergebnisse werden für den Querschnittsdatensatz erreicht.

Die empirische Analyse zeigt, dass die Mehrheit der ländlichen Wasserversorgungsunternehmen sowohl in kurzfristiger als auch in langfristiger Hinsicht mit steigenden Skalenerträgen produziert. Allerdings können geringere langfristige Skalenerträge Evidenz für eine bestehende Überkapitalisierung im Sektor sein. Mehr als 90 % der Wasserversorger in ländlichen Regionen produzieren nicht am Optimum minimaler Durchschnittskosten. Die Schätzergebnisse unterstützen die weit verbreitete Annahme steigender Skalenerträge für die zur Wasserproduktion und -versorgung eingesetzte Technologie und die Annahme bestehender struktureller Ineffizienz im ländlichen Wassersektor (siehe Sauer, 2004). Im Hinblick auf die anhaltende Diskussion über eine Restrukturierung und Liberalisierung des deutschen Wassersektors zeigen diese Ergebnisse klar die Notwendigkeit größerer Versorgungsgebiete. Größere Versorgungsgebiete in Bezug auf einen höheren Wasseroutput sollten *ceteris paribus* in Effizienzgewinnen infolge von *economies of scale* resultieren. Solch eine grundlegende Restrukturierung des Wassersektors könnte entweder in Form von administrativ determinierten und kontrollierten öffentlichen Monopolen mit größeren Produktionseinheiten oder in der Form begrenzten Wettbewerbs, z. B. durch die Anwendung des ‚pool-Modells‘, implementiert werden: privat betriebene Unternehmen in Bezug auf die Wassergewinnung und -aufbereitung und / oder den Wassertransport und -verteilung (siehe z. B. Sauer 2005).

Die durchgeführte Analyse nutzt Querschnittsdaten die nur sehr begrenzt Einblick in die Produktionstechnologie der Versorger zu einem bestimmten Zeitpunkt erlauben.⁴³ Die Information bezüglich der langfristigen Kostenstruktur ist deshalb nur limitiert. Zukünftige Forschungsarbeit sollte sich auf die Ausweitung des bestehenden Datensets hin zu einem Datenpanel konzentrieren mit Hilfe dessen eine Mehrproduktfunktion, ein Qualitätsindex für die ‚Produktionstiefe‘, Verbundvorteile und sogar eine mögliche Separabilität der einzelnen Produktionsstufen getestet werden könnten. Trotz der mit einer nur begrenzten Repräsentativität des Datensamples verbundenen Unsicherheit der Schätzergebnisse liefert die vorausgehende Analyse dennoch wertvolle Ein-

⁴³ Der mögliche Einwand, dass zu wenige Beobachtungen für eine Anwendung der SGM funktionalen Form vorliegen berücksichtigt nicht, dass im Verlauf einer Schätzung der SGM Kostenfunktion einige der Parameter als fix behandelt werden (d. h. als exogen determiniert) um so die Freiheitsgrade der Analyse zu erhöhen (siehe *Abschnitt 3*). Andererseits würde die Iteration durch das Schätzprogramm beendet werden und keine Schätzergebnisse würden generiert.

blicke in die Mikrostruktur des deutschen Wassersektors: Da keine Kostendaten für (ländliche) Wasserversorger vor dieser Umfrage verfügbar waren, erscheinen die generierten Daten als sehr wertvoll im Hinblick auf die ökonomische Analyse des Wassersektors. Die Anwendung einer global flexiblen funktionalen Form, die zudem theoretisch konsistent ist, wurde bisher für die Wasserindustrie nicht durchgeführt. Vor dem Hintergrund einer jegliche empirische Fundierung vermissenden Diskussion um Deregulierung und Liberalisierung im Sektor, erscheint empirische Evidenz zur optimalen Betriebsgröße ländlicher Wasserversorger in Deutschland und zu verschiedenen Formen von Skalenerträgen schließlich von substantiellem Interesse für Politikakteure zu sein.

8. Appendix



Quelle: INKAR 2002, eigene Modifikationen: Grundgesamtheit (weiße Flächen).

Abbildung A1:
Umfrage Ländliche Wasserversorger 2002/2003 – Grundgesamtheit



Quelle: INKAR 2002, eigene Modifikationen: Sample (weiße Flächen).

Abbildung A2:
Umfrage Ländliche Wasserversorger 2002/2003 – Sample

Literatur

- Ashton, J.* (1999): Economies of Scale, Economies of Capital Utilisation and Capital Utilisation in the English and Welsh Water Industry, Bournemouth University, School of Finance & Law, Working Paper Series, Nr. 17.
- (2003): Economies of Scale, Economies of Capital Utilisation and Capital Utilisation in the English and Welsh Water Industry, *The Service Industries Journal* 23 (5).
- Averch, H./Johnson, L. J.* (1962): Behaviour of the Firm Under Regulatory Constraint, *American Economic Review* 52, 1052–1069.
- Baumol, W. J./Panzar, J. C./Willig, R. D.* (1982): *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, San Diego.
- Berndt, E./Field, B.* (1981): *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Bhattacharyya, A./Harries, T. R./Narayanan, R./Raffiee, K.* (1995): Technical Efficiency of Rural Water Utilities, *Journal of Agricultural and Resource Economics* 20, 373–391.
- Boisvert, R. N./Schmit, T. M.* (1997): Tradeoff between Economies of Size in Treatment and Diseconomies of Distribution for Rural Water Systems, *Agricultural and Resource Economics Review* 26 (2).

- Bottasso, A./Conti, M.* (2003): Cost Inefficiency in the English and Welsh Water Industry: An Heteroskedastic Stochastic Cost Frontier Approach, Università di Genova.
- Briscoe, J.* (1995): Der Sektor Wasser und Abwasser in Deutschland – Qualität seiner Arbeit, Bedeutung für Entwicklungsländer gwf 136 (8), 422–432.
- Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung* (2002): INKAR – Indikatoren und Karten zur Raumentwicklung, Bd. 14.
- Bundesverband der Deutschen Gas- Und Wasserwirtschaft (BVGW)* (2001): 112. BGW-Wasserstatistik Bundesrepublik Deutschland, Berichtsjahr 2000, Bonn.
- Chambers, R. G.* (1988), Applied Production Analysis: A Dual Approach, Cambridge.
- Conrad, K./Jorgenson, D. W.* (1977): Tests of a Model of Production for the Federal Republic of Germany, European Economic Review 10, 51–57.
- Diewert, W. E./Wales, T. J.* (1987): Flexible Functional Form and Global Curvature Conditions, Econometrica 55 (1), 43–68.
- EUROSTAT* (1999): Regions – Nomenclature of territorial units for statistics – NUTS 5.
- Ewers, H.-J./Botzenhart, K./Jekel, M.* (2001): Optionen, Chancen und Rahmenbedingungen einer Marktöffnung für eine nachhaltige Wasserversorgung. Endbericht zum BMWI-Forschungsvorhaben 11/00.
- Fabrizi, P./Fraquelli, G.* (2000): Cost and Structure of Technology in Italian Water Industry, Empirica 27, 65–82.
- Fritsch, M./Wein, T./Ewers, H.-J.* (2001): Marktversagen und Wirtschaftspolitik, München.
- Frohberg, K./Winter, E.* (2003): Impacts of Croatia's Bi- and Multilateral Trade Agreements: Experiments with Different Trade Model Specifications. Zentrum für Entwicklungsforschung, University of Bonn, Bonn.
- Garcia, S./Moreaux, M./Reynaud, A.* (2003): Measuring Economies of Vertical Integration in the Water Network Industry, Manuskript.
- Garcia, S./Thomas, A.* (2001): The Structure of Municipal Water Supply Costs: Application to a Panel of French Local Communities, Journal of Productivity Analysis 16, 5–29.
- Hanusch, H./Cantner, U.* (1991): Produktion öffentlicher Leistungen – Effizienz und technischer Fortschritt, Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik 208 (4), 369–384.
- Hunt, L. C./Lynk, E. L.* (1995): Privatisation and Economic Efficiency in the UK Water Industry, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 57 (3), 371–388.
- Kim, E./Lee, H.* (1998): Spatial Integration of Urban Water Services and Economies of Scale, RURDS 10 (1), 3–18.
- Kim, H. Y.* (1985): Economies of Scale in Multiproduct Firms: An Empirical Analysis, Economica 54, 185–206.
- Kim, H. Y./Clark, R. M.* (1988): Economies of Scale and Scope in Water Supply, Regional Science and Urban Economics 18, 479–502.

- Lau, L. J.* (1978): Testing and Imposing Monotonicity, Convexity and Quasi-Convexity Constraints, in: Fuss, M./D. McFadden, Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, Volume I: The Theory of Production.
- (1986): Functional Forms in Econometric Model Building, in: Griliches, Z./M. D. Intriligator Handbook of Econometrics, Volume III.
- Mankel, B./Schwarze, R.* (2000): Wettbewerb in der Wasserversorgung – Konzepte, Modelle, Effekte, Zeitschrift für öffentliche und gemeinwirtschaftliche Unternehmen 23 (4), 418–426.
- Mizutani, F./Urakami, T.* (2001): Identifying Network Density and Scale Economies for Japanese Water Supply Organizations, Papers in Regional Science 80 (2), 211–230.
- Morrison, C. J.* (1985): Primal and Dual Capacity Utilization: An Application to Productivity Measurement in the U.S. Automobile Industry, Journal of Business & Economic Statistics 3 (4), 312–324.
- OECD* (1994): Creating Rural Indicators for Shaping Territorial Policy, Paris.
- Onyeji, S. C.* (1990): Economic Effects of Ownership in the Water Supply Industry: A Quantitative Analysis. PhD-Thesis, Texas A&M University.
- Panzar, J.* (1989): Technological Determinants of Firm and Industry Structure, in: Schmalensee, R./Willig, R., Handbook of Industrial Organization, Bd. 1, 3–62.
- Pierani, P./Rizzi, P. L.* (1999): Technology and Efficiency in a Panel of Italian Dairy Farms : A SGM Restricted Cost Function Approach. Department of Economics, Manuskript, University of Siena, Siena, Italy.
- Rask, K.* (1995): The Structure of Technology in Brazilian Sugarcane Production, 1975–87 – An Application of a Modified Symmetric Generalized McFadden Cost Function, Journal of Applied Econometrics 10, 221–232.
- Reif, T.* (2000): Preiskalkulation privater Wasserversorgungsunternehmen – Betriebswirtschaftliche Erfordernisse und rechtliche Rahmenbedingungen unter dem Gesichtspunkt der Unternehmenserhaltung.
- Saal, D./Parker, D.* (2001): Productivity and Price Performance in the Privatised Water and Sewerage Companies of England and Wales, Journal of Regulatory Economics 20, 61–90.
- Sauer, J.* (2004): Rural Water Suppliers and Efficiency – Empirical Evidence from East and West Germany, IAMO Discussion Paper No. 63.
- (2005): Die optimale Organisation der Wasserversorgung aus ökonomischer Perspektive, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 225 (2), 225–244.
- Sauer, J./Abele, S./Frohberg, K.* (2002): Ländliche Wasserversorgung in Transformationsökonomien – Schriftliche Befragung deutscher Wasserversorger zu ausgewählten Betriebs- und Investitionsdaten (11/2002), Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO).
- Sauer, J./Strecker, D.* (2003): Steigerung der Versorgungseffizienz auf Unternehmens- und Sektorebene – Unternehmensstrategien im Wassermarkt, Zeitschrift für öffentliche und gemeinwirtschaftliche Unternehmen 26 (3), 259–282.

- Scheele, U.* (2000): Auf dem Wege zu neuen Ufern? Wasserversorgung im Wettbewerb, Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionsbeiträge, Universität Oldenburg, Nr. V-214 – 2000.
- Stewart, M.* (1993): Modelling Water Costs 1992–93: Further Research into the Impact of Operating Conditions on Company Costs, OFWAT Research Paper (2/1993).
- Stone & Webster Consultants, Ltd.* (2004): Investigation into Evidence for Economies of Scale in the Water and Sewerage Industry in England and Wales – Final Report; Stone & Webster Consultants, Ltd.
- Wales, T. J.* (1977): On the Flexibility of Flexible Functional Forms, *Journal of Econometrics*, 183–193.
- Warford, J. J.* (1966): Water Requirements: The Investment Decision in the Water Supply Industry, *The Manchester School of Economic and Social Studies* 35, 87–112.
- Wiley, D. E. / Schmidt, W. H. / Bramble, W. J.* (1973): Studies of a Class of Covariance Structure Models, *Journal of the American Statistical Association* 68, 317–323.
- Young, R. / Haveman, R.* (1985): Economics of Water Resources: A Survey, in: Kneese, A. V., *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, Bd. 2, 465–529.