

# Die Privatisierungspolitik der Treuhandanstalt\*

## Eine ökonometrische Analyse

Von Bernd Lucke<sup>1</sup>

### 1. Einleitung

Innerhalb von wenig mehr als vier Jahren ist die Treuhandanstalt (THA) ihrem im Treuhandgesetz niedergelegten Privatisierungsauftrag weitgehend gerecht geworden und hat den mit Abstand größten Teil ehemals staatseigener Betriebe an private Investoren verkauft. (Per 30.12.94 belief sich das Gesamtportfolio der ursprünglich von der THA übernommenen und neu entstandenen Unternehmen auf 13.815. Davon sind zum selben Stichtag lediglich noch 192 Unternehmen im Nettobestand der Treuhand<sup>2</sup> (vgl. Treuhandanstalt (1994a)). Nach eigenen Angaben (Treuhandanstalt (1994b)) sind im Zuge ihrer Geschäftstätigkeit Investitionszusagen von 206 Mrd. DM und Beschäftigungszusagen von 1,5 Mio Arbeitsplätzen erzielt worden.

Derartige auch in der Presse häufig wiedergegebene Angaben sind ohne zusätzliche Informationen jedoch wenig geeignet, den tatsächlichen Erfolg oder Mißerfolg der Treuhandanstalt zu beurteilen – sie sollen wohl in erster Linie durch ihre Größenordnung beeindrucken. Tatsächlich dürfte es a priori durchaus unklar sein, ob in den neuen Ländern mit einer Wohnbevölkerung von knapp 16 Mio. Menschen zugesagte Arbeitsplätze in einer Größenordnung von rund 1,5 Mio. nun als eine nennenswerte Errungenschaft anzusehen sind. Dabei mag die Problematik, daß zugesagte Arbeitsplätze nicht unbedingt auch tatsächlich geschaffene bzw. erhaltene Arbeitsplätze bedeuten, sogar eher neben-

---

\* Verantwortlicher Herausgeber/editor in charge: B.F.

<sup>1</sup> Dieser Aufsatz ist die überarbeitete Version meiner Diskussionsarbeit 14/94 des Instituts für Statistik und Ökonometrie der Freien Universität Berlin. Ich danke Harald Hau von der Princeton University für die freundliche Überlassung des Datensatzes, Prof. Wolfgang Härdle, Prof. Hans-Werner Sinn und Prof. Jürgen Wolters sowie Seminarteilnehmern an der Freien Universität und der Humboldt-Universität Berlin für wertvolle Kritik an dieser ersten Fassung. Sehr konstruktive Anregungen verdanke ich außerdem einem anonymen Gutachter der Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Für alle verbleibenden Fehler bin ich natürlich allein verantwortlich.

<sup>2</sup> Tatsächlich im Angebot befanden sich sogar nur noch 65 Unternehmen.

sächlich sein. Wesentlicher noch für eine sachgerechte Beurteilung der Treuhandpolitik ist die Frage, wie stark die als erhalten reklamierten Arbeitsplätze nach Vollzug der Wirtschafts-, Währungs- und Sozialunion gefährdet waren und welche finanziellen Mittel die Treuhandanstalt aufgewendet hat, um diese Arbeitsplätze wettbewerbsfähig zu machen.

Der Erfolg der Treuhandanstalt muß also notwendigerweise im Zusammenhang gesehen werden mit dem Ist-Zustand der ehemals volkseigenen Betriebe zum Zeitpunkt der Übernahme durch die Treuhandanstalt und dem vom Steuerzahler zu tragenden Defizit, das die THA im Verlauf ihrer Privatisierungspolitik erwirtschaftete. Insbesondere die betriebswirtschaftliche Einschätzung der zu privatisierenden Betriebe erfordert jedoch im allgemeinen eine sehr detaillierte Informationsbasis über Charakteristika der Betriebe und der sie betreffenden Faktor- und Outputmärkte. Eine solche Informationsbasis liegt aber in der Regel nicht vor und wäre wohl auch, falls sie vorläge, viel zu umfangreich, um eine gründliche und repräsentative Analyse der Treuhandpolitik in angemessener Zeit zu ermöglichen.

Indirekt können freilich die im Zuge der Privatisierungsverhandlungen ausgearbeiteten Kaufverträge Aufschluß über den Erfolg der Arbeit der Treuhandanstalt geben. Von besonderem Interesse sind dabei die festgeschriebenen Zusagen des Investors über die Realisierung eines bestimmten Investitionsvolumens und über die Sicherung einer bestimmten Anzahl von Arbeitsplätzen. Anhand eines von der Treuhandanstalt zur Verfügung gestellten Datensatzes, der die wesentlichen Eckwerte der Kaufverträge enthält, soll daher in diesem Aufsatz versucht werden, mit regressionsanalytischen Methoden die folgenden Fragen zu beantworten:

1. Haben die Investitionszusagen die privaten Investoren dazu verpflichtet, mehr zu investieren als sie ohne diese Zusagen freiwillig zu investieren geplant hätten?

Haben die Arbeitsplatzzusagen die privaten Investoren dazu verpflichtet, mehr Arbeitsplätze zu erhalten als sie ohne diese Zusagen freiwillig zu erhalten geplant hätten?

2. Welche Kosten (in Form von Kaufpreisabschlägen) hat die Treuhandanstalt auf sich genommen, um die Investitions- und Arbeitsplatzzusagen vertraglich festschreiben zu können?
3. Sind die mit Investitions- und Arbeitsplatzzusagen verknüpften Aufwendungen der öffentlichen Hand volkswirtschaftlich sinnvoll? Hätten sie ggf. eher höher oder eher niedriger ausfallen sollen?

Zur Beantwortung dieser Fragen gliedert sich der vorliegende Aufsatz wie folgt: Abschnitt 2 enthält ein einfaches neoklassisches Privatisie-

rungsmodell, das unter der Annahme idealer Bedingungen bezüglich Marktstruktur, Informationsverteilung und Datenqualität formuliert wird. Aus ihm leiten sich testbare Vorzeichenrestriktionen für die Regressionsanalyse ab. In Abschnitt 3 werden die verfügbaren Daten beschrieben und diskutiert, deren Qualität den theoretischen Anforderungen im allgemeinen nicht genügt. In der empirischen Analyse des vierten Abschnitts zeigt sich jedoch, daß trotz der unzureichenden Datenqualität und unbestreitbarer Verletzungen von Grundannahmen des theoretischen Modells dessen Restriktionen überraschend gut eingehalten werden. Diese Tatsache wird als Ausdruck der Robustheit des Modells aufgefaßt. Die geschätzten Koeffizienten werden daher zu einer vorsichtigen Beantwortung der drei aufgeworfenen Fragen herangezogen. Abschnitt 5 bietet abschließend eine kurze Zusammenfassung.

## 2. Ein einfaches Privatisierungsmodell

Zunächst soll ein theoretisches Modell vorgestellt werden, das unter den idealisierenden Annahmen der neoklassischen Theorie formuliert wird, also insbesondere ein System vollständiger Märkte unter vollkommener Konkurrenz und Gewinnmaximierung der einzelnen Agenten Treuhandanstalt (THA) und Kaufinteressent (K) unterstellt. (Die Gewinnmaximierungsannahme für die THA wird später abgeschwächt). Es werden keine Annahmen über die Informationsverteilung und den Erwartungsbildungsprozeß gemacht. Symmetrische Informationsverteilung und rationale Erwartungen sind zulässige Interpretationen des Modells, konstituieren jedoch lediglich m.E. wenig relevante Spezialfälle.

Unter diesen Annahmen ist der zu erwartende Marktwert eines Unternehmens gleich seinem Gegenwartswert  $PV_0$ , d.h. gleich der abdiskontierten Summe aller zukünftigen Gewinne des Unternehmens. In realen Größen ausgedrückt lautet dieser:

$$(1) \quad PV_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\pi_t}{(1+r_t)^t}$$

$$= \sum_{t=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r_t} \right)^t (F(EK_t + FK_t, L_t) - w_t L_t - (r_t + \delta) FK_t)$$

Dabei bezeichnet  $\pi_t$  den Gewinn in Gütereinheiten,  $r_t$  den marktüblichen Zinssatz und  $w_t$  den Reallohn der Periode  $t$ ;  $\delta$  sei ein linearer Abschreibungssatz. Ferner sei  $F$  die Produktionsfunktion,  $EK_t$  und  $FK_t$  seien Eigen- und Fremdkapitalbestand des Unternehmens in Periode  $t$ ,

und  $L_t$  sei die Beschäftigung der Periode  $t$ . Bei sachgerechter Buchführung des Unternehmens (d.h. insbesondere korrekter Werterfassung und dem tatsächlichen Verschleiß entsprechender Abschreibung) stimmt der Marktwert  $PV_0$  unter den getroffenen Annahmen an die Marktstruktur außerdem mit dem (realen) Buchwert  $EK_0$  des Unternehmens überein<sup>3</sup>.

Für die folgenden Betrachtungen wollen wir annehmen, daß bei geeigneter Wahl der Periodenlänge sowohl für den Käufer als auch für die Treuhandanstalt als Verkäuferin die wesentlichen Aspekte einer Privatisierungsentscheidung durch ein zweiperiodiges Modell adäquat abgebildet werden können. Für beide Seiten seien Kapital und Beschäftigung des zu privatisierenden Betriebes in Periode 0 fixiert, in Periode 1 jedoch nach jeweiligem Gutdünken gestaltbar. Gleichung (1) vereinfacht sich dann zu:

$$(2) \quad PV = \pi_0 + \frac{\pi_1}{(1 + r_1)} \\ = F(K_0, L_0) - w_0 L_0 - (r_0 + \delta) FK_0 \\ + \frac{1}{1 + r_1} (F(K_0 + I_1, L_1) - w_1 L_1 - (r_1 + \delta)(FK_0 + I_1))$$

Dabei ist  $K_0 = EK_0 + FK_0$  der Kapitalbestand des Unternehmens, und von den Investitionen  $I_1$  der Periode 1 wird unterstellt, daß sie fremdfinanziert werden.

Um den Marktwert des zu veräußernden Unternehmens zu ermitteln, bestimmt die Treuhandanstalt das aus ihrer Sicht optimale Investitions- und Arbeitsplatzvolumen der nächsten Periode und berechnet auf deren Basis den Gegenwartswert des Unternehmens. Die Treuhandanstalt als Verkäuferin löst also das folgende Maximierungsproblem:

$$(3) \quad \max_{I_1, L_1} PV^{THA}(I_1, L_1) = F(K_0, L_0) - w_0 L_0 - (r_0 + \delta) FK_0 + \frac{1}{1 + r_1^{THA}} \cdot \\ \cdot (F(K_0 + I_1, L_1) - w_1^{THA} L_1 - (r_1^{THA} + \delta)(FK_0 + I_1))$$

Dabei bezeichnet das Superskript THA, daß es sich bei der jeweiligen Variablen um eine Erwartung der Treuhandanstalt handelt. Kennzeichnet man partielle Ableitungen der Produktionsfunktion durch die Indizes 1 und 2, so ergeben sich das (aus Treuhandansicht) optimale Investitionsvolumen und die optimale Beschäftigung unter den üblichen Regularitätsannahmen durch die notwendigen Bedingungen

<sup>3</sup> Da sich alle Gegenwartswerte stets auf den Zeitpunkt 0 beziehen, schreibe ich im folgenden vereinfachend  $PV$  statt  $PV_0$ .



$$(4) \quad \bar{I}_1 = F_1^{-1}(r_1^{THA} + \delta) - K_0$$

$$\bar{L}_1 = F_2^{-1}(w_1^{THA})$$

Demnach dürfte der von der Treuhand im Zuge der Privatisierung angestrebte Preis des Betriebes nicht kleiner als  $PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1)$  sein, während die THA darüber hinaus es für vertretbar halten müßte, den Investor auf Investitions- und Arbeitsplatzzusagen in Höhe von (4) festzulegen.

Für den Käufer des Betriebes sind bei seiner Kaufentscheidung sowohl dessen Gegenwartswert als auch (und damit verknüpft) die im Vertrag stipulierten Investitions- und Arbeitsplatzzusagen von Bedeutung. Für gegebene, von der Treuhand geforderte Investitions- und Arbeitsplatzzusagen  $\bar{I}_1$  und  $\bar{L}_1$  bestimmt der Käufer seine Einschätzung des Gegenwartswertes des Betriebes über die Lösung des Maximierungsproblems

$$(5) \quad \max_{I_1, L_1, \lambda_I, \lambda_L} PV^K(I_1, L_1) = F(K_0, L_0) - w_0 L_0 - (r_0 + \delta) FK_0 + \frac{1}{1 + r_1^K} \cdot \\ \cdot (F(K_0 + I_1, L_1) - w_1^K L_1 - (r_1^K + \delta)(FK_0 + I_1))$$

$$\text{s. t. } I_1 - \bar{I}_1 \geq 0 \\ L_1 - \bar{L}_1 \geq 0.$$

Dabei sind  $\lambda_I$  und  $\lambda_L$  die Multiplikatoren des assoziierten Kuhn-Tucker-Ansatzes. Die folgenden notwendigen Bedingungen charakterisieren unter den üblichen Regularitätsannahmen eine eindeutige Lösung  $(I_1^*, L_1^*, \lambda_I^*, \lambda_L^*)$  des Problems:

$$(6) \quad I_1^* = F_1^{-1}(r_1^K + \delta - \lambda_I^*) - K_0 \\ L_1^* = F_2^{-1}(w_1^K - \lambda_L^*) \\ \lambda_I^*(I_1^* - \bar{I}_1) \geq 0 \\ \lambda_L^*(L_1^* - \bar{L}_1) \geq 0 \\ \lambda_I^*, \lambda_L^* \geq 0 \\ I_1^* \geq \bar{I}_1 \\ L_1^* \geq \bar{L}_1$$

Das Superskript K bezeichnet hier Erwartungen des Käufers. Der maximale Preis, den der Käufer für den Betrieb zu entrichten bereit sein wird, wird bei gegebenen Forderungen über Investitions- und Arbeitsplatzzusagen durch  $PV^K(I_1^*, L_1^*)$  gekennzeichnet. Eine Einigung zwi-

schen der Treuhand und dem Kaufinteressenten über die Privatisierung des Betriebes ist demzufolge möglich genau dann, wenn

$$(7) \quad PV^K(I_1^*, L_1^*) \geq PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1)$$

gilt.

Üblicherweise hat die THA in ihren Kaufverträgen vom Käufer sowohl Arbeitsplatz- als auch Investitionszusagen verlangt. Das vorstehende Modell impliziert nun, daß der Käufer eines Treuhandbetriebes stets höchstens eine dieser von der Treuhand auferlegten Zusagen als echte Beschränkung empfindet, die jeweils andere aber stets freiwillig überzufüllen plant. Dieses wesentliche Ergebnis formuliert der folgende

*Satz:*

Den Käufer eines Treuhandbetriebes bindet höchstens eine gegebene Zusage; entweder seine Investitionszusage oder seine Arbeitsplatzzusage, nie jedoch beide.

*Beweis:*

Angenommen der Käufer würde beide Zusagen als echte Beschränkungen empfinden. Dann gälte  $\lambda_I^* > 0$ ,  $\lambda_L^* > 0$  in (7) und dies würde unmittelbar  $I_1^* = \bar{I}_1$  und  $L_1^* = \bar{L}_1$  implizieren. Daher sind in den ersten beiden Gleichungen von (4) und (7) die jeweils rechten Seiten gleich:

$$F_1^{-1}(r_1^{THA} + \delta) - K_0 = F_1^{-1}(r_1^K + \delta - \lambda_I^*) - K_0$$

$$F_2^{-1}(w_1^{THA}) = F_2^{-1}(w_1^K - \lambda_L^*)$$

Daraus folgt sofort, daß die Erwartungen der Treuhand (aus Unternehmenssicht) günstiger als die Erwartungen des Käufers sind:

$$r_1^{THA} + \delta = r_1^K + \delta - \lambda_I^* < r_1^K + \delta$$

$$w_1^{THA} = w_1^K - \lambda_L^* < w_1^K$$

Dann aber kann ein Verkauf des Unternehmens nicht zustande kommen, denn es gilt offenbar

$$PV^K(I_1^*, L_1^*) = PV^K(\bar{I}_1, \bar{L}_1) < PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1). \quad \text{qed.}$$

Die Privatisierung des in Rede stehenden Betriebes scheitert also, falls der potentielle Käufer beide ihm abverlangten Zusagen als bindende Beschränkungen empfindet. Betrachten wir nunmehr den Fall, in dem

die Privatisierung erfolgreich vollzogen wird. Für den vereinbarten Kaufpreis PREIS gilt dann notwendigerweise:

$$PV^K(I_1^*, L_1^*) \geq PREIS \geq PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1)$$

Falls  $PV^K(I_1^*, L_1^*) = PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1)$ , dann entspricht der übereinstimmend eingeschätzte Gegenwartswert offenbar dem Preis. Dieser degenerierte Fall ist jedoch von geringem Interesse. In der Regel wird man im Verkaufsfall  $PV^K(I_1^*, L_1^*) > PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1)$  vermuten dürfen, und dann existiert keine allgemein akzeptierte theoretische Aussage darüber, wo innerhalb des Intervalls  $[PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1), PV^K(I_1^*, L_1^*)]$  der tatsächlich ausgehandelte Kaufpreis anzusiedeln ist. Für unsere Zwecke ist es jedoch völlig hinreichend, die plausible Annahme

$$(8) \quad PREIS = PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1) + f(PV^K(I_1^*, L_1^*) - PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1))$$

zu treffen, die besagt, daß der über den von der Treuhandanstalt erwarteten Mindestpreis hinausgehende Teil des Kaufpreises um so größer ist, je größer die Diskrepanz zwischen den Einschätzungen des Firmenwertes durch Käufer und Verkäufer ist. Hier ist  $f(\cdot)$  eine streng monoton steigende Funktion mit den Eigenschaften  $f(\cdot) \geq 0$ ,  $f(0) = 0$  und  $f'(\cdot) > 0$ . Betrachtet man dann eine kleine Variation z.B. der vertraglich festzulegenden Arbeitsplatzzusage  $d\bar{L}_1 > 0$ , so folgt aufgrund des Umhüllendentheorems unmittelbar, daß

$$\begin{aligned} dPREIS &= f' \frac{\partial PV^K}{\partial \bar{L}_1} d\bar{L}_1 \\ &= f' \frac{(F_2 - w^K)}{1 + r_1^K} d\bar{L}_1 \\ &= f' \frac{(w^K - \lambda_L^* - w^K)}{1 + r_1^K} d\bar{L}_1 \\ &= -f' \lambda_L^* (1 + r_1^K)^{-1} d\bar{L}_1 \\ &< 0, \end{aligned}$$

falls der Käufer diese Zusage als ihn beschränkend empfindet und entsprechend

$$dPREIS = f' \frac{\partial PV^K}{\partial \bar{L}_1} d\bar{L}_1 = 0,$$

falls die Zusage nicht als bindend empfunden wird ( $\lambda_L^* = 0$ ). Die Argumentation für  $\bar{I}_1$  ist ganz analog. Wie man es nicht anders erwartet hätte, ist der Preis eines zu privatisierenden Betriebes negativ korreliert mit

der Höhe der beschränkenden Zusage und unkorreliert mit der Höhe der nicht beschränkenden Zusagen. In einer Regressions-schätzung der Preisbestimmungsgleichung mit den im Vertrag geregelten Investitions- und Arbeitsplatzzusagen als Regressoren dürfte man also aufgrund dieser Überlegungen nur *einen* signifikant negativen Regressionskoeffizienten erwarten.

Natürlich liegt es nahe zu vermuten, daß der Regressionskoeffizient der nicht bindenden Zusagen statistisch insignifikant sein müßte. Für eine Stichprobe von relativ homogenen, insbesondere annähernd gleich großen Betrieben ist diese Vermutung auch durchaus berechtigt. Sind die beobachteten Unternehmen jedoch unterschiedlich groß, so wird im allgemeinen die Treuhandanstalt für große Unternehmen nicht nur höhere Preise sondern auch höhere Arbeitsplatz- und Investitionszusagen verlangen. In der Stichprobe gibt es dann eine ausgeprägt positive Korrelation zwischen der Höhe der ausgehandelten Zusagen und der vereinbarten Kaufpreise. Ist für alle Betriebe einer Stichprobe dieselbe Zusage, z.B. die Arbeitsplatzzusage bindend, so steht zu erwarten, daß der Regressionskoeffizient der Arbeitsplatzzusage das theoretisch begründete negative Vorzeichen aufweist, während der freie Koeffizient der nicht bindenden Investitionszusage ggf. statistisch signifikant positiv ist, weil er die o.e. positive Korrelation zwischen Preisen und Höhen der Zusagen auffängt.

Die bisherige Darstellungsweise abstrahierte von Marktunvollkommenheiten und unterstellte damit z.B. perfekte Kapitalmärkte. Realistischerweise wird man konzedieren müssen, daß Kaufinteressenten von Treuhandbetrieben oft große Probleme bei der Akquirierung von benötigtem Fremdkapital gehabt haben, u.a. wegen der schwierigen Absicherung von Grundpfandrechten im Rahmen der Restitutionsgesetzgebung. Zum Teil konnten Privatisierungen nur deshalb erfolgreich zu Ende geführt werden, weil die Treuhandanstalt Kredite zur Verfügung stellte, die vom Bankgewerbe verweigert wurden. Man kann dieses Phänomen sicherlich als einen Ausdruck von Kapitalmarktunvollkommenheiten interpretieren. Es liegt daher nahe zu vermuten, daß zumindest manche Käufer von Treuhandbetrieben Liquiditätsrestriktionen zu gewahren hatten, die ihre Zahlungsbereitschaft negativ beeinträchtigten<sup>4</sup>.

Nehmen wir zur Vereinfachung an, daß die erwarteten Gewinne privatisierter Unternehmen in zeitlicher Betrachtung monoton steigend sind. Für zwei Unternehmen U1 und U2 stelle Abbildung 1 dann deren

---

<sup>4</sup> Neben der üblichen „mikroökonomischen“ Liquiditätsbeschränkung weisen Sinn und Sinn (1992, S. 122ff.) in einem interessanten Gedankengang auch auf eine möglicherweise existierende gesamtwirtschaftliche Kreditbeschränkung hin, die geeignet ist, die von der Treuhand zu erzielenden Erlöse zu schmälern.

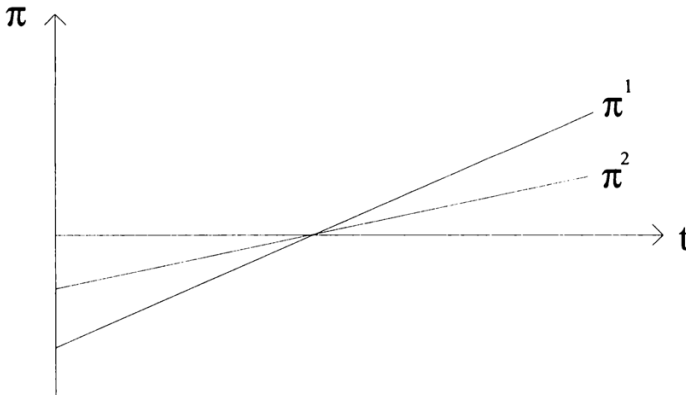


Abbildung 1: Gewinnströme mit gleichem Gegenwartswert

Gewinnströme  $\pi^1$  und  $\pi^2$  in Abhängigkeit von der Zeit  $t$  dar, die für gegebene Diskontfaktoren denselben Gegenwartswert haben sollen,  $PV(\pi^1) = PV(\pi^2)$ . Bei perfekten Kapitalmärkten müßten die Kaufpreise der beiden Unternehmen folglich identisch sein. Falls der Käufer jedoch Liquiditätsrestriktionen hat, ist seine Zahlungsbereitschaft für Unternehmen 1 vermutlich geringer als für Unternehmen 2.

Allgemein dürfte die Zahlungsbereitschaft eines Kaufinteressenten mit Liquiditätsrestriktionen um so geringer sein, je höher die erforderlichen Rückstellungen für Drohverluste in der ersten Phase der Geschäftstätigkeit veranschlagt werden. Da die erwarteten Gewinnströme unbeobachtbar sind, stellt der Gewinn des Unternehmens zum Zeitpunkt seiner Privatisierung eine naheliegende Approximation an diesen Gewinnstrom dar und sollte daher positiv mit dem Kaufpreis korreliert sein, falls der Käufer liquiditätsrestringiert war. Gleichung (8) kann daher modifiziert werden zu

$$(9) \quad PREIS = PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1) + f(PV^K(I_1^*, L_1^*) - PV^{THA}(\bar{I}_1, \bar{L}_1)) + g(\pi_0),$$

wobei  $g(\cdot)$  die liquiditätsbedingte Abweichung des Kaufpreises von Gegenwartswertüberlegungen widerspiegelt und monoton steigend sein sollte,  $g'(\cdot) \geq 0$ . Da in der theoretischen Betrachtung Periodengewinn und Cash Flow identisch sind, kann der Käufer eines Unternehmens, das die Gewinnschwelle zum Zeitpunkt der Privatisierung bereits erreicht hat, nicht mehr liquiditätsrestringiert sein, da er alle Aufwendungen aus dem laufenden Ertrag erwirtschaften kann. Diese Überlegung gibt zu der weitergehenden Hypothese  $g(0) = 0$  Anlaß und impliziert zusammen mit  $f(0) = 0$ , daß (9) kein Absolutglied enthält. Wird in einer Regressions-



analyse  $PV^{THA}$  durch das Eigenkapital der Unternehmung approximiert, kann ein insignifikantes Absolutglied daher als Indiz für eine gegenwartswertbezogene Preisgestaltung aufgefaßt werden. Diese Interpretation ist allerdings, wie unten näher erläutert wird, nicht unproblematisch.

In den bisherigen Betrachtungen wurde für die Treuhandanstalt ein ausschließlich unternehmerisch orientiertes Maximierungskalkül unterstellt – gegeben die eigenen Erwartungen versetzt sich die Treuhandanstalt in die Rolle des neuen Besitzers und entwickelt Pläne für dessen optimale betriebliche Produktion, aus denen sie dann ihre Preisvorstellungen ableitet. Diese Sichtweise wird der tatsächlichen Rolle der Treuhandanstalt mit ihren mannigfachen Bindungen an die Bundesregierung und die Regierungen der Länder jedoch nicht ausreichend gerecht. Neben ihrem nicht zu bestreitenden Bestreben, die ihr anvertrauten Betriebe mit gesunden unternehmerischen Konzepten ausgestattet zu privatisieren, verfolgte die Treuhandanstalt zumindest nachrangig sicherlich auch arbeitsmarkt- und eventuell konjunkturpolitische Anliegen der in ihrem Verwaltungsrat vertretenen Gebietskörperschaften – die eingangs zitierten Erfolgsmeldungen der Treuhandanstalt mit ihrer starken Betonung beschäftigungs- oder nachfragewirksamer Aspekte können sicherlich nur so verstanden werden.

Um diese Erweiterung der die Privatisierungspolitik der Treuhandanstalt bestimmenden Zielfunktion in das obige Modell zu integrieren, bedarf es lediglich einer kleinen Modifikation: In der bisherigen Betrachtungsweise verfügt die Treuhand über präzise Punkterwartungen der unternehmerisch relevanten zukünftigen Preise. Aus diesen Punkterwartungen folgt über die Lösung von (3) die eindeutige Festlegung der erwünschten Arbeitsplatz- und Investitionsvorhaben. Wir wollen die Annahme von Punkterwartungen für die Treuhand nunmehr ersetzen durch die Annahme, daß die Treuhand im Regelfall ein (kompaktes) Kontinuum von künftigen Preisen als „vertretbare“ Preiserwartungen ansieht. Jedes Element aus dieser Menge von vertretbaren Erwartungen impliziert über die Lösung von (3) dann eine bestimmte Konfiguration von erwünschten Arbeitsplatz- und Investitionszusagen. Fühlt sich die Treuhand z.B. verpflichtet, im Zuge der Privatisierung der früheren Staatsbetriebe eine möglichst große Zahl vertraglich zugesicherter Arbeitsplätze zu erzielen, so würde sie in dieser Sichtweise aus der Menge aller vertretbaren Preiserwartungen diejenige auswählen, die einen möglichst hohen Wert von  $\bar{L}_1$  in (4) nach sich ziehen würde. Abbildung 2 mag diese Vorstellung veranschaulichen.

Mit dem Konzept vertretbarer Preiserwartungen erhält die Treuhandanstalt daher gestalterischen Spielraum, der es ihr ermöglicht, trotz der Verfolgung streng betriebswirtschaftlicher Konzepte in den Privatisie-

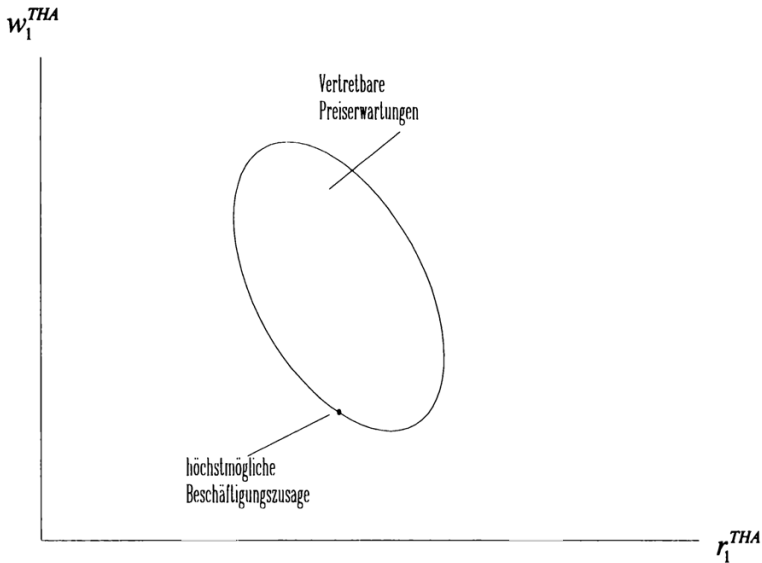


Abbildung 2: Vertretbare Preiserwartungen

ungsverhandlungen auch am Allgemeinwohl orientierte wirtschaftspolitische Vorstellungen in angemessen erscheinendem Maße zu berücksichtigen. Man beachte, daß die oben abgeleiteten Aussagen über ausgehandelte Preise sowie Arbeitsplatz- und Investitionszusagen des Privatisierungsvertrages von dieser Modellmodifikation nicht beeinträchtigt werden.

### 3. Die Daten

Ausgewertet werden Daten aus dem Vertragscontrolling der Treuhandanstalt und zwar lediglich für Betriebe des verarbeitenden Gewerbes und des Bausektors, die zu 100 % privatisiert wurden. Es handelt sich hierbei um 2613 Vertragsabschlüsse. Die Daten liegen in anonymisierter Form vor; die verkauften Betriebe sind aber vierstellig nach ihrer Branchenzugehörigkeit kodiert. Aus den Kaufverträgen liegen relativ detaillierte Angaben über den Kaufpreis (fixer und variabler Anteil zuzüglich eventueller Risikoprämie), den Abgleich von Forderungen und Verbindlichkeiten, die Höhe der zugesagten Arbeitsplätze und des zugesagten Investitionsvolumens vor.

Für eine allerdings wesentlich kleinere Gruppe von 570 Betrieben existieren darüber hinaus auch Angaben über das bilanzierte Eigenkapital

sowie Gewinn, Umsatz und Beschäftigte aus der Zeit der Treuhandverwaltung. Da Privatisierungsverträge ohne Eigenkapitalangaben für die Zwecke dieser Arbeit nicht sinnvoll auswertbar sind, werde ich mich im folgenden ausschließlich mit den verfügbaren Daten dieser 570 Betriebe befassen. Diese Betriebe wurden im Zeitraum von Dezember 1990 bis Dezember 1993 privatisiert. Sie sind zu einem großen Teil als mittelständisch einzustufen; insgesamt 234 hatten *vor* ihrer Privatisierung weniger als 250 Mitarbeiter, 405 hatten weniger als 500 Mitarbeiter<sup>5</sup>. Ein Histogramm der empirischen Verteilung ist in Abbildung 3 wiedergegeben<sup>6</sup>. Da die Privatisierung in der Regel mit einer beträchtlichen Freisetzung von Arbeitskräften einherging, dürfte sich der Schwerpunkt des Histogramms nach der Privatisierung noch deutlich nach links verlagert haben.

Eigenkapitalangaben für Treuhandbetriebe sind aus vielfältigen Gründen problematisch zu interpretieren und haben bei weitem nicht dieselbe

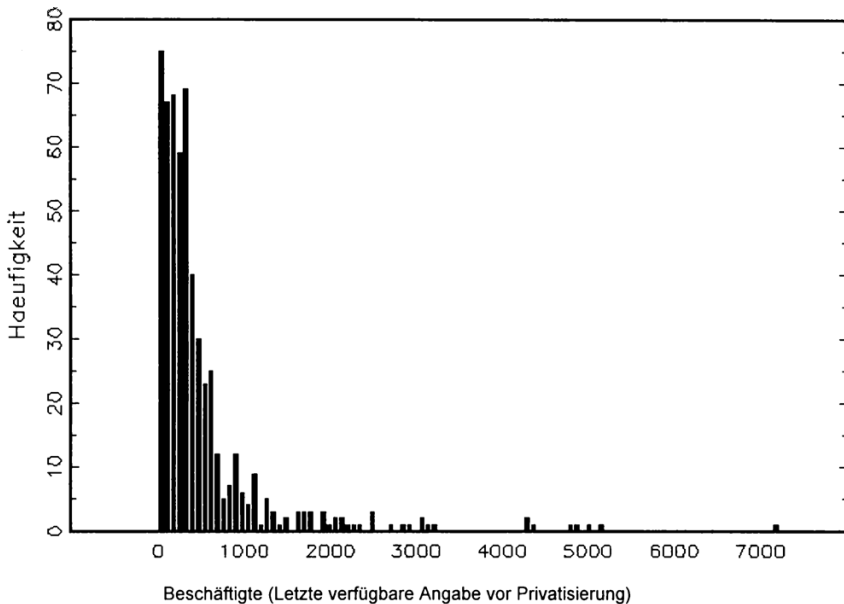


Abbildung 3: Untersuchte Betriebe nach Beschäftigtenklassen

<sup>5</sup> Die hier vorliegende Stichprobe ist damit deutlich stärker mittelständisch geprägt als das Gesamtportfolio der Treuhandanstalt, für das Lichtblau (1993, S. 18) den Anteil der Betriebe mit mehr als 500 Mitarbeitern auf 62% beziffert (Stand 1. 1. 1993).

<sup>6</sup> Für neun Betriebe lagen keine Beschäftigtenangaben vor.

Aussagekraft wie dies bei westdeutschen Betrieben in der Regel unterstellt werden darf. Dies hängt in erster Linie damit zusammen, daß das DM-Bilanzgesetz (DMBiG) eine Reihe von eigenkapitalschaffenden Sondervorschriften beinhaltet, die zur Bildung von dem deutschen Bilanzrecht bis dahin fremden Sonderposten führt.

Besondere Bedeutung kommt hierbei der Bilanzierung von sog. „Ausgleichsforderungen“ zu, durch die Unternehmen, die von der Treuhandanstalt als sanierungsfähig eingestuft wurden, die Möglichkeit hatten, eine bilanzielle Überschuldung zu vermeiden. (Analog wurden Betriebe mit sehr hohen Vermögenswerten und damit einhergehend sehr hohem sog. „vorläufigen Eigenkapital“ mit Ausgleichsverbindlichkeiten belastet, vgl. §§ 24, 25 DMBiG). Schuldner der Ausgleichsforderungen war der Anteilseigner, also in der Regel das Mutterunternehmen oder unmittelbar die Treuhandanstalt.

Eigenkapitalschaffende Wirkung hatten u.a. auch die Bilanzierung eines Kapitalentwertungskontos nach § 28 DMBiG, die Bilanzierung eines Beteiligungsentwertungskontos nach § 24(5) DMBiG und die Bildung einer vorläufigen Gewinnrücklage nach § 31 DMBiG. Während das Beteiligungsentwertungskonto Verbindlichkeiten aus Ausgleichsforderungen von Tochterunternehmen neutralisiert und damit ebensowenig werthaltig ist wie das Kapitalentwertungskonto (das die Bilanzierung einer Ausstehenden Einlage vermied), entstand die vorläufige Gewinnrücklage häufig durch die Aktivierung von immateriellen Vermögenswerten und ist damit – ähnlich wie die Ausgleichsforderungen – im Prinzip werthaltig. Das durch die Sonderposten des DMBiG geschaffene zusätzliche Eigenkapital muß daher als „Eigenkapital minderer Qualität“ (vgl. Paarsch (1993, S. 68)) angesehen werden<sup>7</sup>.

Neben diesen zulässigen, tendenziell eigenkapitalstärkenden Regelungen muß freilich auch berücksichtigt werden, daß die Sondervorschriften des DM-Bilanzgesetzes den Unternehmensführungen erhebliche Anreize setzten, die Vermögensposition ihrer Unternehmen ungünstiger als gerechtfertigt darzustellen, da vermeintlich „armen“ Betrieben durch die Gewährung von Ausgleichsforderungen zusätzliches Eigenkapital zugeführt wurde, während „reiche“ Betriebe mit Ausgleichsforderungen belastet wurden. Sinn und Sinn (1992, S. 111) weisen auf dieses Problem hin und vermuten, daß in diesem Zusammenhang massive Bilanzfälschungen vorgenommen wurden. Aber auch das legale Ausnutzen von Bewertungs-

---

<sup>7</sup> Angaben über den Anteil der Sonderposten am bilanzierten Eigenkapital der 570 Betriebe sind bedauerlicherweise nicht verfügbar. Obwohl die Sonderposten die Interpretation des Eigenkapitals als Buchwert des Unternehmens erheblich erschweren, würde ein um die Sonderposten bereinigtes Eigenkapital nicht unbedingt eine bessere Wertermittlung ermöglichen, da die Sonderposten eben zum Teil werthaltig sind.

wahlrechten und tradierte Bilanzierungsregeln wie das Niederstwertprinzip für Vermögensgegenstände können insbesondere in einer Phase des wirtschaftlichen Umbruchs und damit einhergehender Preisunsicherheit zu einer erheblichen Unterschätzung des wahren Firmenwertes führen.

Die vorstehende Diskussion verdeutlicht, daß Eigenkapitalangaben für Treuhandbetriebe u. U. stark verzerrte Approximationen für den tatsächlichen Wert des zu veräußernden Unternehmens darstellen, man jedoch gleichwohl nicht von einer systematischen Verzerrung nach unten oder nach oben ausgehen kann. Ein auch nur annähernd unverzerrtes Datenmaterial erscheint angesichts der Vielschichtigkeit der verzerrenden Einzelfaktoren auch unerreichbar<sup>8</sup>. Ich verwende deshalb im folgenden die jeweils letzten verfügbaren Eigenkapitalangaben aus der Zeit der Treuhandverwaltung, d. h. die Eigenkapitalangaben (unter Einschluß der Sonderposten) aus der letzten unter Treuhandverantwortung erstellten Bilanz. Man beachte, daß die Treuhandanstalt bei der Ermittlung des angestrebten Verkaufspreises ebenfalls vom bilanzierten Eigenkapital ausgegangen ist (und dies dann in Anlehnung an das Sanierungskonzept des Käufers umbewertet hat, vgl. Coqui (1992)).

Die Angaben zum Eigenkapital aus den DM-Eröffnungsbilanzen oder aus späteren Bilanzen dienen nun als Grundlage zur Konstruktion der Variablen „PREIS“ und „WERT“, die ich approximativ als Marktwert und Buchwert der jeweiligen Firma interpretiere. Die Variable PREIS errechnet sich dabei aus dem im Kaufvertrag festgehaltenen fixen Kaufpreis (incl. Mehrwertsteuer) zuzüglich durch den Vertrag entstehender Forderungen der Treuhandanstalt abzüglich durch den Vertrag entstehender Verbindlichkeiten der THA gegenüber dem Käufer<sup>9</sup>. Die Variable

---

<sup>8</sup> Zu den bereits geschilderten Problemen kommt erschwerend hinzu, daß die Bilanzdaten auch insofern nicht dieselbe Güte haben, als die Treuhandanstalt bei weitem nicht alle von den Betrieben eingereichten Bilanzen auch festgestellt hat. Obschon die nicht festgestellten Bilanzen oft stark korrekturbedürftig waren, hat die Treuhandanstalt auf die Feststellung in der Regel verzichtet, falls das Unternehmen vor Vorlage einer feststellungsreifen Bilanz privatisiert wurde. Nach einer mündlichen Auskunft der Treuhandanstalt kann der Anteil der nicht festgestellten Bilanzen durchaus bei ca. 50 % gelegen haben.

<sup>9</sup> Forderungen und Verbindlichkeiten umschließen sowohl normale Geschäftskredite als auch durch die Währungsunion entstandene Altkredite und im Anschluß daran gewährte Liquiditätskredite. Risikoprämien für die Übernahme ökologischer Altlasten waren in keinem der hier betrachteten 570 Verträgen vereinbart; in Einzelfällen dürften die Bilanzen aber Rückstellungen für Umweltlasten enthalten. In zwanzig Verträgen gibt es über den fixen Kaufpreis hinaus eine Vereinbarung über einen variablen Kaufpreisanteil, der auf später zu ermittelnde Werte wie z. B. das Ergebnis von Inventuren, Nachbewertungen des Umlaufvermögens, Kaufpreisanpassungen aufgrund von Grundstücksnachvermessungen etc. abstellt. Da diese variablen Kaufpreisanteile stark unsicherheitsbehaftet sein dürften, gleichzeitig aber nur ein verhältnismäßig kleiner Prozentsatz der untersuchten Verträge von ihnen betroffen ist, wurden sie in der Berechnung der Variablen PREIS vernachlässigt.



WERT setzt sich zusammen aus dem bilanzierten Eigenkapital zuzüglich allen bei Vertragsabschluß von der Treuhandanstalt übernommenen Alt- und Liquiditätskrediten zuzüglich des Forderungsverzichts der THA gegenüber dem privatisierten Betrieb abzüglich des Forderungsverzichts des Betriebs gegenüber der THA.

Die Terminologie von „Marktwert“ und „Buchwert“ legt eine Analyse der Daten in Anlehnung an Konzepte wie Tobin's  $q$  (vgl. Hayashi (1982)) nahe. In vielen Fällen ist die Bildung eines Quotienten aus den Variablen PREIS und WERT jedoch nicht sinnvoll oder gar nicht möglich, da eine oder beide der Variablen negativ oder Null sind. Im einzelnen ist es so, daß die Variable PREIS in 124 Fällen negativ und in acht Fällen exakt gleich Null ist<sup>10</sup>, die Variable WERT ist in 23 Fällen negativ und in 74 Fällen exakt gleich Null<sup>11</sup>. Aus denselben Gründen sind natürlich auch logarithmische Transformationen der Variablen (die aufgrund stark nichtnormaler Fehlerverteilungen vielleicht angeraten scheinen würden) nicht durchführbar. Ich werde im folgenden aber oft mit der Differenz zwischen PREIS und WERT arbeiten, die ich mit dem Symbol NET-PREIS bezeichne.

Weitere bedeutende Eckdaten der Privatisierungsverträge sind die Investitionszusagen (INVZUS) und die Arbeitsplatzgarantien (APZUS) der Käufer. Festlegungen über geplante Investitionsvolumina finden sich in 539 Verträgen; hiervon sind 517 Zusagen auch poenalisiert. In 548 der betrachteten 570 Verträge wurden feste Arbeitsplatzzusagen vereinbart, diese sind in 534 Fällen poenalisiert. Aus dem Datensatz geht allerdings nicht hervor, welcher Anteil der jeweiligen Zusage poenalisiert wurde. Sicherlich muß vermutet werden, daß der mit Konventionalstrafe bedrohte Anteil der Investitions- oder Arbeitsplatzzusage in vielen Fällen unter 100 % der im Vertrag stipulierten Vereinbarungen anzusetzen ist.

Ein offenes Problem der folgenden Analyse stellt die Möglichkeit zeitinkonsistenten Verhaltens dar. Vor allem bei Unternehmen mit großer regionaler Arbeitsmarktbedeutung hat die Treuhandanstalt sich aufgrund politischer Zwänge veranlaßt gefühlt, die Nichteinhaltung der Investitions- und Arbeitsplatzzusagen stillschweigend zu tolerieren oder Forderungen nach einer Neuverhandlung des Kaufvertrages zugunsten des Käufers nachzukommen. Da eine solche „Drohposition ex post“ vom Käufer natürlich bereits zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses antizipiert worden sein kann, sind in einem derartigen Fall die tatsächlichen Vertragsdaten wenig informativ. Man sollte daher erwarten, daß die

<sup>10</sup> In weiteren 42 Fällen nimmt PREIS den symbolischen Wert von 1,- DM an.

<sup>11</sup> Bereits das bilanzierte Eigenkapital ist in immerhin 90 Fällen negativ; der letzte erfaßbare Bilanzgewinn ist negativ bei sogar 365 der 570 Unternehmen.

Restriktionen des theoretischen Modells massiv verletzt werden, wenn das Problem der Zeitinkonsistenz bei einer größeren Zahl von Privatisierungsverträgen auftritt. Die relativ starke Mittelstandskomponente in der Stichprobe gibt freilich zu der Vermutung Anlaß, daß ein beträchtlicher Teil der untersuchten Unternehmen nicht über eine genügend große Arbeitsmarktbedeutung verfügt, um auf nachträgliche Vertragsrevisionen spekulieren zu können<sup>12</sup>.

Die Branchenkodierung der Daten erlaubt eine disaggregierte Analyse der Treuhandpolitik bis in den dreistelligen Bereich. Eine vierstellige Kodierung ist zwar vorhanden, aufgrund der dann zu geringen Zahl von Beobachtungen in fast allen Branchengruppen ist eine regressionsanalytische Betrachtung der Daten auf diesem Disaggregationsniveau jedoch nicht mehr möglich; Ausnahmen bilden lediglich der Maschinenbau und das Bauhauptgewerbe. Tabelle 1 gibt die Anzahl der auswertbaren Verträge pro dreistelliger Branchengliederung wieder. Setzt man ein Minimum von 15 Beobachtungen als notwendig für den Einsatz regressionsanalytischer Hilfsmittel an, so erkennt man aus Tabelle 1, daß mit Ausnahme der Branchengruppen Stahlbau, Feinmechanik, Papier, Leder und Bauhilfsgewerbe eine hinreichend große Anzahl von Beobachtungen pro Branchengruppe zur Verfügung stehen.

Zweidimensionale Streudiagramme der wichtigsten Variablen zeigen, daß die Datenstruktur auch bei disaggregierter Betrachtung noch relativ uneinheitlich ist und mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) geschätzte Regressionsergebnisse z.T. erheblich von wenigen extremen Beobachtungen abhängen. Durchaus typisch für den gesamten Datensatz sind die in den Abbildungen 4 - 7 wiedergegebenen Streudiagramme für die Branchengruppe 200 (Chemische Industrie). Besonders extrem wird die Ausreißerabhängigkeit in der Branchengruppe 220 (Steine und Erden) erkennbar, in der eine einzige extreme Beobachtung maßgeblichen Einfluß auf die Steigung der mit OLS geschätzten Regressionsgeraden haben kann (vgl. Abbildungen 8 - 11). Diese Tatsache wird in der folgenden empirischen Analyse dazu Anlaß geben, die spezifizierte Regressionsgleichung nicht nur mit OLS sondern auch mit dem sog. Least-Absolute-Residuals (LAR) Schätzer zu schätzen, der zur Klasse der robusten Schätzer gehört, da er extreme Beobachtungen deutlich weniger stark gewichtet als die Kleinst-Quadrate Schätzung.

---

<sup>12</sup> Ich bin einem anonymen Gutachter für den Hinweis dankbar, daß nach neueren Treuhandangaben (FAZ vom 24.2.1995, S. 16) 16,3% der Arbeitsplatzzusagen und 17,9% der Investitionszusagen nicht eingehalten wurden. Da man sicherlich nicht davon ausgehen kann, daß alle diese Vertragsverletzungen zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses vom Käufer bereits beabsichtigt waren, stellen diese Prozentsätze obere Grenzen für die Dimension des Zeitinkonsistenzproblems dar.

*Tabelle 1*  
**Anzahl der Verträge nach Branchengruppen**

Numerischer Code	Branchengruppe Bezeichnung	Anzahl Verträge
200	Chemische Industrie	28
210	Kunststoff-, Gummi- und Asbestverarbeitung	15
220	Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden; Feinkeramik und Glasgewerbe	41
230	Eisen- und NE-Metallerzeugung, Gießerei und Stahlverformung	29
240	Stahl- und Leichtmetallbau	14
242	Maschinenbau	132
244	Fahrzeugbau	25
250	Elektrotechnik, Elektronik	34
252	Feinmechanik und Optik	9
256	EMB-Waren, Musikinstrumente, Sportgeräte, Spiel- und Schmuckwaren	16
260	Holzindustrie	34
264	Papier- und Druckgewerbe	9
270	Leder- und Schuhindustrie	5
275	Textil- und Bekleidungsindustrie	24
280	Nahrungs- und Genußmittelgewerbe	61
300	Bauhauptgewerbe	88
310	Ausbau- und Bauhilfsgewerbe	6
		Σ 570

#### 4. Empirische Ergebnisse

Nach diesen Betrachtungen können wir uns nun der empirischen Analyse zuwenden. Es scheint naheliegend, als Regressionsgleichung eine Preisbestimmungsgleichung zu spezifizieren, die als abhängige Variable den Marktwert (PREIS) des zu veräußernden Betriebes enthält. Als erklärende Variablen fungieren neben einer Konstanten CNST der Buchwert (WERT) als Approximation für die Gegenwartswerteinschätzung der Treuhandanstalt  $PV_0^{THA}$ , die Höhe der festgeschriebenen Arbeitsplatz- und Investitionszusagen (APZUS und INVZUS, die ggf. negativ korreliert mit dem erwarteten  $\pi_1/(1 + r_1)$  sein sollten) sowie der letzte ausgewiesene Gewinn (GEW, entspricht  $\pi_0$ ), der bei Vorliegen von Liquiditätsrestriktionen positiv signifikant sein müßte.

Als Ergänzung dieser systematischen Variablen wird noch eine monatliche Dummy-Variable  $D$  als Regressor spezifiziert<sup>13</sup>. Dies erscheint

<sup>13</sup> Die Dummy bezieht sich auf das Abschlußdatum des Privatisierungsvertrages und läuft linear von Dezember 1990 bis Dezember 1993. Um die Interpretation der Konstanten nicht zu beeinträchtigen, wurde ihr Mittelwert auf Null normiert.

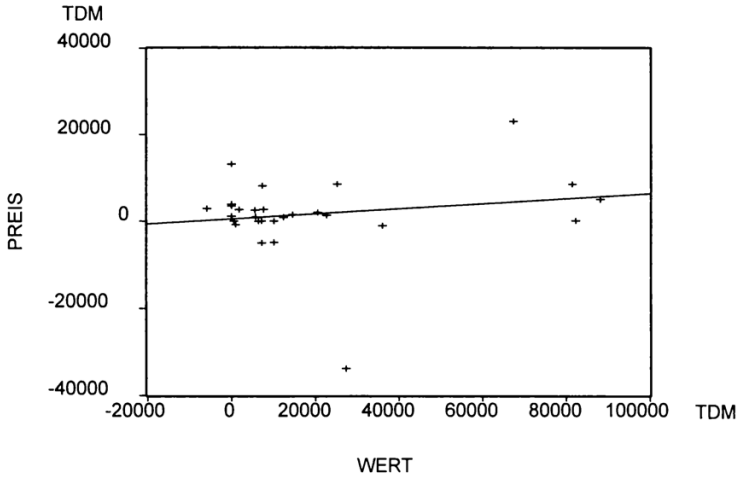


Abbildung 4: Branchengruppe 200: Chemische Industrie

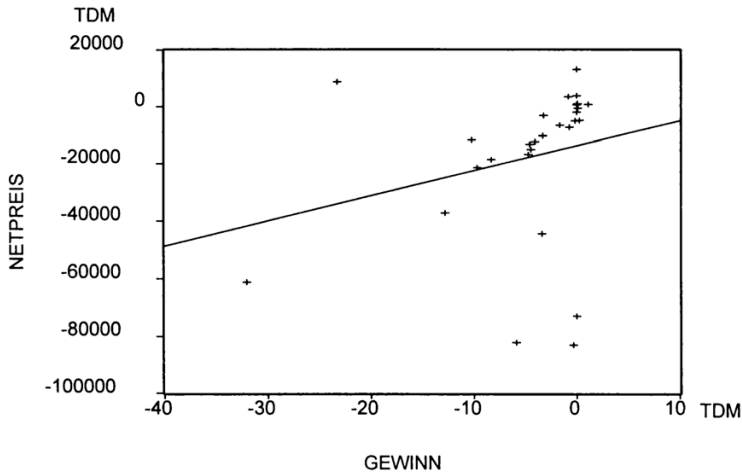


Abbildung 5: Branchengruppe 200: Chemische Industrie

geboten, da die verwandten Bilanzdaten u.U. zeitlich nicht uneingeschränkt vergleichbar sind, falls die Unternehmen von § 36 DMBilG Gebrauch gemacht haben, der die *nachträgliche* Korrektur von Vermögensansätzen in der DM-Eröffnungsbilanz gestattet. Auch kann eine solche Dummy insofern sinnvoll erscheinen, als die Treuhandanstalt oft geltend gemacht hat, daß durch den Zusammenbruch der Ostblockmärkte und die Rezession ab 1991 die Verkaufspreise der zu privatisie-

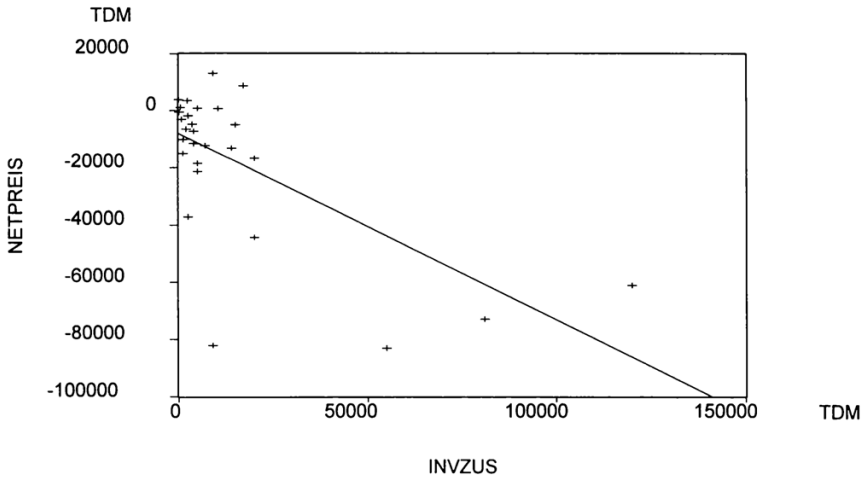


Abbildung 6: Branchengruppe 200: Chemische Industrie

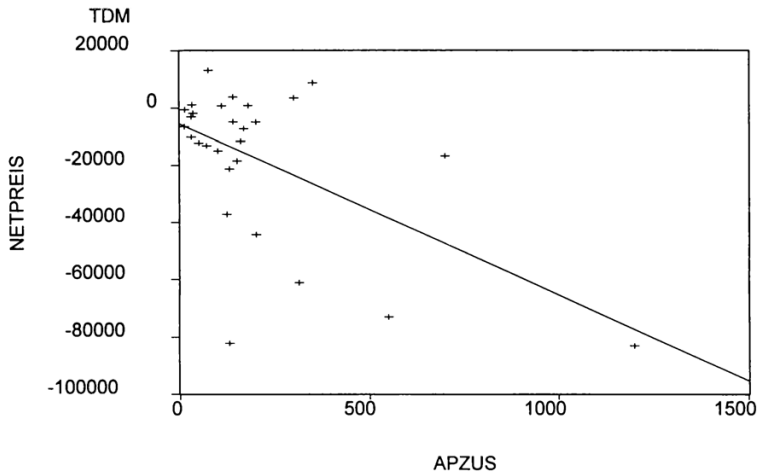


Abbildung 7: Branchengruppe 200: Chemische Industrie

renden Unternehmen stark gesunken sind. Schließlich argumentiert Hau (1994), daß zunehmender politischer Druck die Treuhandanstalt mehr und mehr ihrer Option einer Unternehmensliquidierung beraubt hat und damit zu unvorteilhaften Verkäufen beigetragen hat. Mit dieser Dummy und einem Störterm  $U$  würde die zu schätzende Gleichung dann lauten:

$$(10) \text{ PREIS} = \text{CNST} + b_1 \text{ WERT} + b_2 \text{ APZUS} + b_3 \text{ INVZUS} + b_4 \text{ GEW} + b_5 \text{ D} + U$$



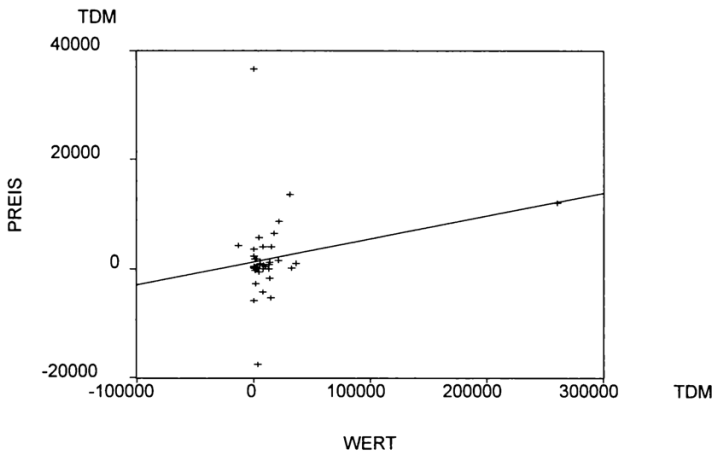


Abbildung 8: Branchengruppe 220: Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden; Feinkeramik und Glasgewerbe

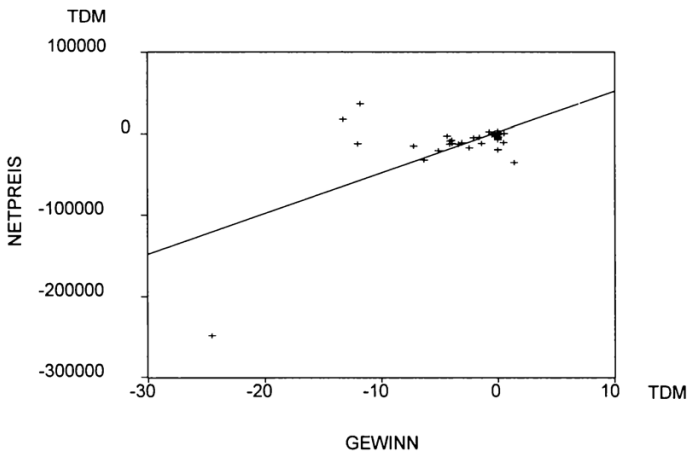


Abbildung 9: Branchengruppe 220: Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden; Feinkeramik und Glasgewerbe

Eine solche Spezifikation ist jedoch nicht sinnvoll (und empirisch auch nicht erfolgreich), da ein Identifikationsproblem für den Regressionskoeffizienten des Regressors WERT besteht, dessen Ursache in der Definition der Variablen PREIS und WERT liegt: Wie oben bereits ausgeführt, wurden in den Privatisierungsverträgen detaillierte Regelungen bezüglich der Forderungen und Verbindlichkeiten des zu privatisierenden Betriebes getroffen. Bei der Konstruktion der Variablen PREIS und WERT wurden

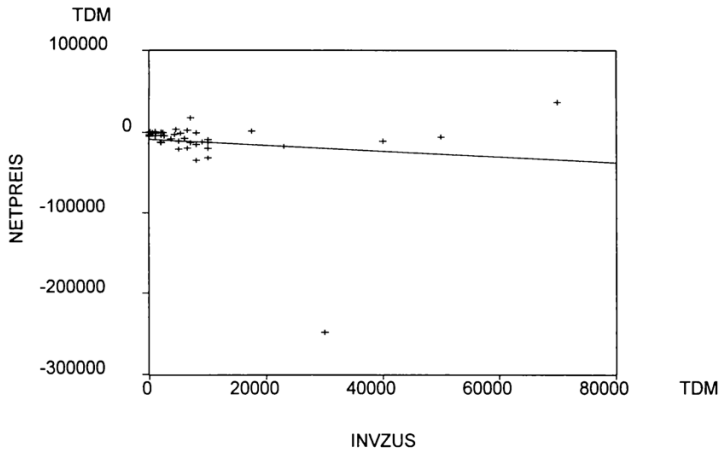


Abbildung 10: Branchengruppe 220: Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden; Feinkeramik und Glasgewerbe

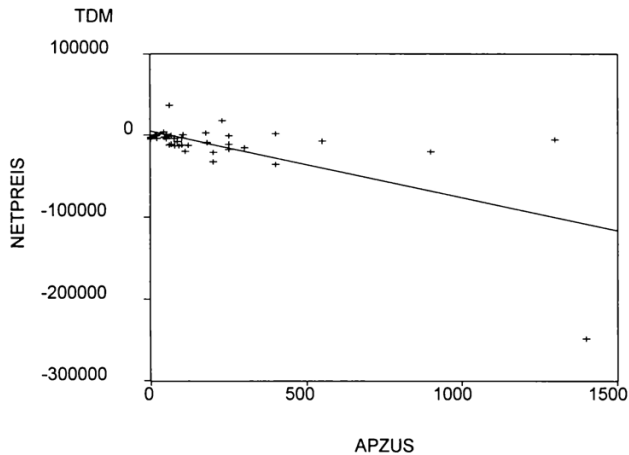


Abbildung 11: Branchengruppe 220: Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden; Feinkeramik und Glasgewerbe

diese Regelungen abgegrenzt nach dem Charakter der Forderung und dem Zeitpunkt ihres Entstehens einer der beiden Variablen zugerechnet – und zwar unter der impliziten Annahme  $b_1 = 1$ . Obwohl dieses Vorgehen in sich konsistent und in der Stichprobe einheitlich ist, ist die Abgrenzung, welcher Variablen welche Forderung zugerechnet werden soll, willkürlich; in anderen Abgrenzungen ließen sich leicht andere, ähnlich gut begründbare Variablen PREIS' und WERT' definieren.

Für alle derartigen Abgrenzungen muß natürlich  $b_1 = 1$  gelten. Die geschätzten Regressionskoeffizienten sind für verschiedene Abgrenzungen ggf. jedoch sehr unterschiedlich. Dies sieht man am besten, wenn man Gleichung (10) in der folgenden, äquivalenten Form schreibt:

$$(10') \quad \text{PREIS} - \text{WERT} = \text{CNST} + (b_1 - 1) \text{WERT} + b_2 \text{APZUS} \\ + b_3 \text{INVZUS} + b_4 \text{GEW} + b_5 D + U$$

Ersetzt man in (10') die Variablen PREIS und WERT durch anders abgegrenzte Variablen PREIS' und WERT', so ändert sich die linke Seite von (10') nicht, da für jede solche alternative Abgrenzung

$$\text{PREIS} - \text{WERT} = \text{PREIS}' - \text{WERT}'$$

gelten muß. Auf der rechten Seite von (10') wird jedoch WERT durch die ggf. ganz anders geartete Variable WERT' ersetzt und demzufolge wird sich der zugehörige geschätzte Regressionskoeffizient u.U. erheblich ändern. Schätz- und Testergebnisse in (10) bzw. (10') sind also unmittelbar abhängig von der willkürlich gewählten Abgrenzung der Variablen PREIS und WERT.

Es empfiehlt sich daher, eine Regressionsgleichung zu spezifizieren, die von willkürlichen Abgrenzungsentscheidungen unabhängig ist. Dies geschieht sehr einfach dadurch, daß der Regressionsgleichung (10) die bei der Konstruktion der Variablen PREIS und WERT bereits eingeflossene Annahme  $b_1 = 1$  als Restriktion auferlegt wird, so daß in der Schätzgleichung lediglich die abgrenzungsunabhängige Differenz  $\text{NETPREIS} = \text{PREIS} - \text{WERT}$  auftritt:

$$(11) \quad \text{NETPREIS} = \text{CNST} + b_2 \text{APZUS} + b_3 \text{INVZUS} + b_4 \text{GEW} + b_5 D + U$$

Gleichung (11) approximiert die im theoretischen Teil aus Gegenwartswertüberlegungen abgeleitete Gleichung (9), die den Koeffizienten der Regressionsgleichung folgende Restriktionen auferlegt:

- (i) Bindet den Käufer seine Arbeitsplatzzusage, so bindet ihn seine Investitionszusage nicht, d.h.  $b_2 < 0 \Rightarrow b_3 \geq 0$ .
- (ii) Bindet den Käufer seine Investitionszusage, so bindet ihn seine Arbeitsplatzzusage nicht, d.h.  $b_3 < 0 \Rightarrow b_2 \geq 0$ .
- (iii) Bei Liquiditätsrestriktionen ist die Höhe des gegenwärtigen Gewinns positiv mit dem Kaufpreis korreliert, d.h.  $b_4 \geq 0$ .

Wenn die empirischen Schätzergebnisse die Restriktionen (i) - (iii) überwiegend erfüllen, kann dies als eine Bestätigung des theoretischen Modells aufgefaßt werden, dessen Implikationen sich trotz der schlech-

ten Datenqualität in den empirischen Resultaten niederschlagen. Werden die Restriktionen dagegen überwiegend nicht eingehalten, kann dies entweder an einer zu stark gestörten Datenqualität liegen oder an der mangelnden Eignung des theoretischen Modells.

Unter Umständen ist die Datenqualität für andere Modelle sogar deutlich besser. Es ist z.B. naheliegend, zu vermuten, daß das bilanzierte Eigenkapital den Substanzwert des Unternehmens besser approximiert als seinen Ertragswert. Da die Treuhandanstalt bei ihrer Unternehmensbewertung offenbar meistens vom Substanzwert ausgegangen ist und diesen dann unter Berücksichtigung verfügbarer ertragswertorientierter Kriterien modifiziert hat (vgl. Coqui (1992)), ist a priori ohnehin unklar, ob nicht ein substanzwertbezogenes Modell geeigneter wäre als ein gegenwartswertorientiertes. Man beachte daher, daß die Regressionsgleichung (11) auch dann sinnvoll interpretierbar wäre, wenn die theoretischen Überlegungen dieses Aufsatzes verworfen werden müßten. Gleichung (10) würde dann den Kaufpreis eines Unternehmens als das Resultat eines nicht näher spezifizierten Verhandlungsprozesses beschreiben, in den sowohl substanzwertorientierte Kriterien wie WERT als auch ertragswertorientierte Kriterien wie Gewinn-, Investitions- und Arbeitsplatzzusagen eingingen. Allerdings ließen sich aus einer solchen Interpretation die Restriktionen (i) und (ii) nicht mehr ableiten. Deren empirischer Erfolg kann daher auch als hilfreich für die Modellselektion angesehen werden.

Gleichungen der Form (11) liegen nun allen folgenden Regressions-schätzungen zugrunde. Für alle in Tabelle 1 aufgeführten Branchengruppen mit mindestens fünfzehn Beobachtungen wird (11) mit zwei verschiedenen Schätzmethoden geschätzt: Zunächst mit der Methode der kleinsten Quadrate, wobei in jeder Regression der sog. White-Test auf Heteroskedastie der Störgrößen durchgeführt wird (vgl. White (1980)). Wird die Nullhypothese der Homoskedastie verworfen, so wird statt der üblichen die von White vorgeschlagene Heteroskedastie-konsistente Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix vorgenommen und es werden entsprechend modifizierte t-Statistiken berechnet. Als zweite Schätzmethode wird eine sog. Least-Absolute-Residuals (LAR) Schätzung durchgeführt, bei der nicht die Summe der quadrierten Residuen sondern die Summe der Absolutbeträge der Residuen minimiert wird<sup>14</sup>. Diese Schätzung ist konsistent und asymptotisch normalverteilt mit einer Kovarianz-Matrix, in die der Term  $(2f_u(0))^{-1}$  eingeht, wobei  $f_u(0)$  die Dichte

<sup>14</sup> Die Schätzung wurde mit dem Simplex-Algorithmus aus den Anwendungsmodulen der GAUSSI-Version 3.2 durchgeführt. Die Berechnung der Standardfehler erfolgte durch eine in GAUSS geschriebene Prozedur, die interessierten Lesern auf Anfrage gern zugänglich gemacht wird.

der Störterme an der Stelle Null bezeichne<sup>15</sup>. Die Schätzung des Reziprok-Werts erfolgt direkt durch den nichtparametrischen Siddiqui-Schätzer in der Parametrisierung des Schätzers  $S_2$  von Sheather und Maritz (1983).

Der OLS- und der LAR-Schätzer sind Spezialfälle aus der Klasse der sog. Huber-Schätzer, die als Lösung des folgenden Minimierungsproblems definiert sind:

$$\min_{\beta} \sum_i \rho \left( \frac{y_i - x_i \beta}{\bar{\sigma}} \right).$$

Dabei stellt  $y$  den Vektor der abhängigen Beobachtungen,  $X$  die Regressormatrix,  $\beta$  einen unbekannt Parametervektor und  $\bar{\sigma}$  eine Schätzung der Standardabweichung der Störterme dar. Die Funktion  $\rho$  definiert ist als

$$\rho(t) := \begin{cases} 0,5t^2 & |t| \leq H \\ H|t| - 0,5H^2 & |t| > H. \end{cases}$$

Der in diesem Problem auftretende Parameter  $H$  kann Werte zwischen Null und Unendlich annehmen. Für den Fall  $H = \infty$  fällt der Huber-Schätzer mit dem OLS-Schätzer zusammen; für den Fall  $H \rightarrow 0$  konvergiert der Huber-Schätzer gegen den LAR-Schätzer. Stets läßt sich der Huber-Schätzer als eine gewichtete Kleinst-Quadrate-Schätzung interpretieren. Je kleiner  $H$  gewählt wird, desto geringeres Gewicht wird extremen Beobachtungen zugewiesen. Der LAR-Schätzer stellt also die robusteste Version eines Huber-Schätzers dar, der OLS-Schätzer ist gerade die am wenigsten robuste<sup>16</sup>.

Die wesentliche Eigenschaft eines robusten Schätzers ist es, weniger sensitiv auf extreme Beobachtungen zu reagieren. Es gibt jedoch a priori keinen Grund, extreme Beobachtungen weniger stark zu gewichten, es sei denn es lägen Ausreißer (im Sinne von Meß- oder Tippfehlern) vor. Für letzteres gibt es aber keine Hinweise, vielmehr dürften die vermeintlichen Ausreißer in der Regel valide Beobachtungen sein, die oft nur dadurch extrem wirken, daß in der entsprechenden (Unter-)Stichprobe kein anderer Betrieb von vergleichbarer Größenordnung privatisiert wurde. Die Verwendung eines robusten Schätzers ist in diesem Kontext also eher heuristisch; es ist nicht klar, ob dieser tatsächlich zuverlässigere Schätzwerte für die Regressionskoeffizienten liefert als die OLS-Schätzung, denn auch beim Vorliegen extremer Beobachtungen bleibt der OLS-Schätzer der beste, d.h. varianzminimale, unverzerrte lineare

<sup>15</sup> Man beachte, daß  $(2f_u(0))^{-1}$  die Standardabweichung des Medianschätzers ist.

<sup>16</sup> Eine frühere Version dieses Papiers wies Schätzergebnisse für  $H = 0,5$  aus.



Schätzer. Der Vergleich zwischen den über die beiden Methoden ermittelten Schätzwerten kann aber wohl einen Eindruck von der ungefähren Größenordnung der „wahren“ Koeffizienten vermitteln. Eine wirklich genaue Taxierung ist in diesem Papier nicht beabsichtigt und angesichts der Datenlage wohl auch nicht angeraten.

In der folgenden Tabelle (Tabelle 2) sind die nach Ausschluß insignifikanter Regressoren ermittelten Schätzungen von (11) für die beiden Schätzmethoden und die einzelnen Branchengruppen ausgewiesen<sup>17</sup>. Die jeweils erste Zeile gibt die OLS-Schätzergebnisse wieder, die jeweils zweite Zeile die Ergebnisse der LAR-Schätzung. Für jede Branchengruppe wurde grundsätzlich zunächst der volle Satz von Regressoren spezifiziert, dann wurde schrittweise (ohne Berücksichtigung der ökonomischen Plausibilität des geschätzten Regressionskoeffizienten) jeweils der Regressor mit der niedrigsten t-Statistik eliminiert bis alle verbleibenden Regressoren signifikant auf dem 5%-Niveau waren<sup>18</sup>. Dieses äußerst mechanische Verfahren wurde gewählt, um die Aussagekraft der Daten möglichst unbeeinträchtigt von subjektiven Entscheidungen zur Geltung bringen können. Es führt freilich in einzelnen Regressionen dazu, daß Regressoren mit t-Statistiken nur knapp unter dem 5% kritischen Wert eliminiert werden, obwohl deren Koeffizienten ökonomisch vernünftig interpretierbar sind und sie auch (gemessen am  $R^2$ ) mehr als einen vernachlässigbaren Teil der Gesamtvarianz zu erklären vermögen.

In der Spalte  $R^2$  wird für die OLS-Schätzung das normale Bestimmtheitsmaß ausgewiesen, das – streng genommen nur bei Vorliegen eines Absolutglieders – als Anteil erklärter Varianz an der Gesamtvarianz interpretierbar ist. Wegen fehlender Orthogonalitätseigenschaften ist diese Interpretation von  $R^2$  bei einer LAR-Schätzung nicht möglich. Allerdings erfüllt das OLS- $R^2$  überdies die Eigenschaft, daß es als quadriertes Korrelationskoeffizient zwischen der abhängigen Variablen  $y$  und ihrem geschätzten Erwartungswert  $\hat{y}_{OLS} = X\hat{b}_{OLS}$  aufgefaßt werden kann. In Anlehnung daran gebe ich für die LAR-Schätzung in der Spalte  $R^2$  den quadrierten Korrelationskoeffizienten zwischen  $y$  und  $\hat{y}_{LAR} = X\hat{b}_{LAR}$  an.

Gemessen am  $R^2$  fällt zunächst auf, daß in den Branchengruppen Chemie, Nahrung und Bauhauptgewerbe keine Regressionsbeziehung mit

---

<sup>17</sup> Die OLS-Schätzergebnisse ohne Ausschluß insignifikanter Regressoren werden im Anhang in den Tabellen 2A und 3A ausgewiesen. Analoge Tabellen für die LAR-Schätzung können beim Verfasser angefordert werden.

<sup>18</sup> Bei diesem Vorgehen wurde ausschließlich auf die t-Statistik abgestellt, da diese erheblich robuster gegenüber Abweichungen von der Normalverteilung ist als andere Spezifikationstests, die auf der F-Statistik basieren (z.B. RESET, Chow). Ein Überblick über entsprechende Simulationsstudien und eine ausführliche Bibliographie zu diesem Thema findet sich z.B. in Büning (1991).

*Tabelle 2*  
**Regressionsergebnisse nach Branchengruppen**  
 (1. Zeile OLS, 2. Zeile LAR)

Branchengruppe		Geschätzter Regressionskoeffizient					R <sup>2</sup>
Code	Kurzbez.	CNST	b2	b3	b4	b5	
200	Chemie	-	-	-	-	-	-
			-115.000 **	-	-	-	0,005
210	Kunststoffe	-	-126.000 **	-	-	-	0,634
		-	-142.000 **	-	-	-	0,655
220	Steine und Erden	-	-28.000 *	0,19 **	2018 **	-	0,476
		-		0,08 *	2806 **	-	0,405
230	Eisen	-	-	-2,48 **	-	-	0,304
		-	-	-1,28 *	1551 *	-	0,343
242	Maschinenbau	-11 Mio **	-	-0,59 **	-	-	0,250
		-	-43.000 **	-	1067 **	-	0,224
244	Fahrzeugbau	-	-	-2,77 **	-	-	0,910
		-	37.000 *	-1,33 **	1829 **	-	0,884
250	Elektro	37 Mio **	-71.000 **	-	11.094 **	-	0,940
		-	-70.000 **	1,92 **	13.678 **	-	0,938
256	EMB-Waren	-	-74.000 **	-	1608 **	-	0,550
		-	-80.000 **	-	-	-	0,399
260	Holz	-	-	-0,69 **	1525 **	-	0,512
		-	-	-0,72 **	1218 **	-	0,560
275	Textil	-	-	-	2219 *	-	0,251
		-	-	-	1995 **	-	0,256
280	Nahrung	-	-	-	-	-	-
		-4,5 Mio **	-	-	-	-	0,000
300	Bauhauptgewerbe	-17 Mio *	-	-	-	-	0,000
		-	-4.000 *	-	827 **	-	0,009
	Sonstige	-	-	-0,18 *	2823 **	-	0,837
		-	-	-0,22 **	2560 **	-	0,842
	Alle Branchen	-	-	-	3310 **	-	0,391
		-	-17.000 **	-	2316 **	-97000*	0,408

\* = 5%, \*\* = 1% Signifikanz

nennenswertem Erklärungspotential gefunden werden kann. Allerdings ist der Koeffizient der Arbeitsplatzzusage in der Chemieindustrie bei LAR-Schätzung hochsignifikant und da hier die anderen Regressoren P-Werte von ungefähr 10% aufwiesen, stellt die in der Tabelle ausgewiesene Spezifikation vielleicht nicht die ökonomisch sinnvollste dar. Das niedrige Bestimmtheitsmaß im Bauhauptgewerbe ist vermutlich auf einen zu hohen Aggregationsgrad zurückzuführen; wie ich unten zeigen werde ist eine disaggregierte Analyse erfolgreicher. (Ähnliches gilt für den Maschinenbau). Bei den meisten anderen Regressionen kann das R<sup>2</sup> angesichts der schlechten Datenqualität als durchaus befriedigend bezeichnet werden.

Für die Koeffizienten  $b_2$  und  $b_3$  von Arbeitsplatz- und Investitionszusage finden sich die theoretischen Restriktionen des gegenwartswertbezogenen Modells ausnahmslos bestätigt: Stets wird höchstens einer der beiden Koeffizienten signifikant negativ geschätzt<sup>19</sup>. Abgesehen vom Maschinenbau identifizieren OLS- und LAR-Schätzung auch durchweg die gleiche Zusage als bindende Restriktion, wobei in mehreren Fällen allerdings nur eine Schätzmethode überhaupt eine solche Restriktion findet. Lediglich in zwei Branchengruppen, nämlich der Nahrungsmittel- und der Textilindustrie ist eine die Investoren ernsthaft bindende Zusage nicht erkennbar. Insgesamt wird in sechs Branchen eindeutig die Arbeitsplatzzusage, in vier Branchen (einschließlich der „Sonstigen“) eindeutig die Investitionszusage als bindend identifiziert. Für den Maschinenbau liegt keine klare Evidenz vor. In einer Regression über alle Branchen erscheint erneut die Arbeitsplatzzusage als beschränkend.

Der Koeffizient  $b_4$  des letzten bilanzierten Gewinns ist überwiegend statistisch signifikant und durchweg positiv. Im Sinne der theoretischen Vorüberlegungen muß daher von erheblichen Liquiditätsrestriktionen auf Käuferseite ausgegangen werden. Die geschätzten Koeffizienten liegen über alle Branchen relativ einheitlich zwischen ungefähr 1.000 und 3.000, lediglich die Elektroindustrie fällt hier mit erstaunlich hohen Koeffizienten von deutlich über 10.000 aus dem Rahmen. Letzteres kann damit zusammenhängen, daß in dieser Branche ein positives Absolutglied (bzw. ein positiver Einfluß der Investitionszusage) geschätzt wird, der durch den hohen Koeffizienten des Gewinns (der Gewinn ist in der Regel negativ) konterkariert wird.

Überraschenderweise ist die Monatsdummy in fast jeder Regression klar insignifikant, die einzige Ausnahme bildet die LAR-Schätzung über alle Branchen, bei der der Koeffizient mäßig signifikant ist und das erwartete Vorzeichen aufweist. Wenn man der Treuhandanstalt zugute hält, daß ihre oft vorgetragenen Feststellungen über den Verfall der im Privatisierungsprozeß zu erzielenden Preise zutreffend waren, so kann dies nur bedeuten, daß im Zeitablauf auch bilanzielle Wertberichtigungen des Betriebsvermögens vorgenommen wurden und so einer systematischen zeitlichen Veränderung der endogenen Variablen NETPREIS entgegengewirkt wurde.

Es gibt allerdings auch Hinweise darauf, daß der von der Treuhandanstalt beklagte Preisverfall nicht nur auf exogene Entwicklungen zurückzuführen ist, sondern u.a. darauf, daß vergleichsweise gesunde Unternehmen relativ schnell und kränkelnde Unternehmen eher zögerlich pri-

---

<sup>19</sup> Wie zuvor bereits erläutert, fängt der „freie“ Koeffizient in vielen Fällen die aufgrund inhomogener Betriebsstruktur positive Korrelation zwischen Betriebsgröße und Höhe der Zusage auf.

vatisiert wurden. So präsentiert z.B. Hau (1994) Zahlenmaterial, aus dem hervorgeht, daß in der boomenden Baubranche bis Juli 1993 bereits 74% der Unternehmen privatisiert werden konnten, während in der krisenanfälligen Textilbranche die Erfolgsquote bei nur 24% lag. Diese Selbstselektion begründet natürlich sinkende Privatisierungserlöse, kann aber nicht als Preisverfall bezeichnet werden, da möglicherweise alle Unternehmen zu einem ihrem Wert entsprechenden Preis veräußert wurden.

Das Absolutglied ist ebenfalls in den weitaus meisten Regressionen insignifikant. Sieht man von den bedeutungslosen Regressionen im Nahrungsmittel- und Bauhauptgewerbe ab, finden sich signifikante Absolutglieder nur bei den OLS-Schätzungen des Maschinenbaus und der Elektroindustrie. Dies ist jedoch schwierig zu interpretieren, obwohl die überwiegende Insignifikanz des Absolutgliedes völlig im Einklang mit den Postulaten  $f(0) = 0$  und  $g(0) = 0$  des theoretischen Modells steht. Dennoch wäre es vermutlich vorschnell, daraus ableiten zu wollen, daß der Kaufpreis eines Unternehmens im Mittel seinem Gegenwartswert entsprochen hat und nicht systematisch nach oben oder nach unten verzerrt war. Denn zum einen könnten Verletzungen der Hypothesen  $f(0) = 0$  und  $g(0) = 0$  aufgetreten sein, die in der Addition zu einem insignifikanten Absolutglied geführt haben. Zum anderen könnte auch ein signifikantes Absolutglied durchaus mit dem theoretischen Modell kompatibel sein: Wenn die Funktionen  $f$  und  $g$  nichtlinear sind, dann stellt die Regressionsgleichung lediglich eine Taylor-Approximation erster Ordnung an die wahren Funktionen dar, und diese Approximation kann ein Absolutglied beinhalten, obwohl die wahren nichtlinearen Funktionen  $f(0) = 0$  und  $g(0) = 0$  erfüllen. Verkauf zu Gegenwartswerten ist also eine zwar mögliche, keineswegs aber zwingende Interpretation eines insignifikanten Absolutgliedes.

Im Vergleich der beiden Schätzmethoden zeigt sich, daß die numerischen Schätzwerte, die aus den beiden Schätzansätzen resultieren, sich oft nicht gravierend unterscheiden. Bedeutender als die Schätzmethodik scheint die unterschiedliche Berechnung von Standardfehlern zu sein, die zu Spezifikationsunterschieden in den Regressionsbeziehungen Anlaß gibt. Angesichts der ausführlich diskutierten Datenqualität sollten die geschätzten Koeffizienten dennoch mit großer Vorsicht interpretiert werden.

Es fällt auf, daß bei den Schätzungen in Tabelle 2 gerade zwei besonders beobachtungsstarke Branchengruppen (Maschinenbau mit 132 Beobachtungen und Bauhauptgewerbe mit 88 Beobachtungen) relativ schlechte Ergebnisse liefern: Beim Maschinenbau sind die Ergebnisse von OLS- und LAR-Schätzung sehr uneinheitlich; beim Bauhauptge-



werbe ist das Bestimmtheitsmaß absolut unbefriedigend. Die große Anzahl an zur Verfügung stehenden Beobachtungen legt es daher nahe, dieselbe Analyse auf stärker disaggregiertem Niveau, d.h. für vierstellige Branchenkodierung durchzuführen. Im Bauhauptgewerbe ist dies auch ohne größere Schwierigkeiten möglich: Der größere Teil des Datensatzes entfällt dort auf 52 Beobachtungen der Branche 3000 (Hoch-, Tief- und Ingenieurbau ohne ausgeprägten Schwerpunkt) und 21 Beobachtungen der Branche 3004 (Hoch- und Ingenieurhochbau), der Rest auf Branchen mit unzureichender Zahl von Beobachtungen. Beim Maschinenbau ist das Bild weniger konzentriert; nur für die Branche 2420 (Allgemeiner Maschinenbau ohne ausgeprägten Schwerpunkt) liegen mit 31 Beobachtungen genügend Beobachtungen für eine Regressionsschätzung vor.

Tabelle 3 faßt die Regressionsergebnisse aus der Schätzung von (11) (nach mechanischer Elimination insignifikanter Regressoren) zusammen. Erneut stehen die OLS-Schätzungen in der ersten, die LAR-Schätzungen in der zweiten Zeile einer jeden Branche.

Die in Tabelle 3 zusammengefaßten Regressionen lassen nun deutlich höhere Bestimmtheitsmaße erkennen. Auch entsprechen die Schätzungen in der Tendenz den Ergebnissen aus Tabelle 2. Allerdings wird hier in der LAR-Schätzung des Maschinenbaus im Widerspruch zum theoretischen Modell sowohl die Investitions- als auch die Arbeitsplatzzusage als bindend identifiziert, letztere freilich nur auf dem 5%-Niveau. Zusammen mit den Ergebnissen der Branchengruppen deutet dies darauf hin, daß es im Maschinenbau wohl keine „homogenen“ Privatisierungsverträge gegeben hat, bei denen stets dieselbe Zusage als bindend empfunden wurde. Ebenfalls nicht im Einklang mit den theoretischen Überle-

*Tabelle 3*  
**Regressionsergebnisse für einzelne Branchen**

Branche		Geschätzter Regressionskoeffizient					
Code	Kurzbez.	CNST	b2	b3	b4	b5	R <sup>2</sup>
2420	Maschinen	-	-39.000 **	-	3371 **	-	0,860
	-bau (allg.)	-	-16.000 *	-0,22 **	2836 **	-	0,840
3000	Hoch- u.	-	-	-	8318 **	-	0,489
	Tiefbau	-	-	-	7133 **	-	0,503
3004	Hochbau	-	-71.000 *	-	-3959 *	-	0,449
		-	-17.000 **	-		-	0,017

\* = 5%, \*\* = 1% Signifikanz



ungen ist der negative Koeffizient des Gewinns in der OLS-Schätzung des Hochbaus<sup>20</sup>. Man beachte überdies, daß die Absolutglieder und die Monatsdummies in allen Schätzungen erneut insignifikant sind.

Die bisherige Analyse hat ausschließlich auf die theoretisch ermittelten Vorzeichenrestriktionen abgestellt. Trotz der vermutlich hohen Varianz der geschätzten Regressionskoeffizienten soll abschließend aber mit aller Vorsicht in der Interpretation noch der Versuch unternommen werden, die Koeffizienten der Investitions- und der Arbeitsplatzzusage auch größenordnungsmäßig zu kommentieren. Sofern für die signifikant negativ geschätzten Koeffizienten zwei rivalisierende Schätzwerte (OLS und LAR) vorliegen, werde ich dabei meine Überlegungen auf das arithmetische Mittel dieser beiden beschränken.

Für die Investitionszusage gibt der geschätzte Koeffizient den Preisnachlaß in DM pro zugesagter Mark Investitionssumme wieder. Er bezeichnet also die prozentuale Subvention, mit der sich die Treuhandanstalt an den vom Käufer zugesagten Investitionen beteiligte.

Die geschätzten Preisnachlässe variieren erheblich. In der eisenverarbeitenden Industrie und im Fahrzeugbau liegen sie bei rund 200 % (!) der Investitionssumme, im Maschinenbau und in der Holzverarbeitung bei immerhin deutlich über 50%. Nur in der unstrukturierten Gruppe „Sonstige“ ist die Subvention relativ moderat ausgefallen. Berücksichtigt man, daß zusätzlich zu dieser Subvention durch die Treuhandanstalt die Unternehmen von der normalen Investitionsförderung in Ostdeutschland profitieren konnten (typischerweise 23 % Investitionszuschuß plus

*Tabelle 4*  
**Prozentuale Subvention zugesagter Investitionen**

Branchengruppe		gesch. Preisnachlaß pro zugesagter DM Investitionssumme
Code	Kurzbez.	
230	Eisen	1,88 DM
242	Maschinenbau	0,59 DM
244	Fahrzeugbau	2,05 DM
260	Holz	0,71 DM
	Sonstige	0,20 DM

<sup>20</sup> Diese Fehlspezifikation führt vermutlich zu der weit über dem LAR-Schätzwert liegenden Schätzung des Koeffizienten der Arbeitsplatzzusage.

bis zu 12% Investitionszulage plus Zinsgewinne durch fünfzigprozentige SonderAfA), so muß man davon ausgehen, daß in allen hier genannten Branchen (bis auf die Sonstigen) die öffentliche Hand die Investitionskosten vollständig finanziert, z.T. sogar gewaltig überfinanziert hat! Man vergleiche in diesem Zusammenhang übrigens mit den Berechnungen von Sinn (1994), der (ohne Berücksichtigung der Treuhandanstalt) negative Kapitalkosten in Ostdeutschland konstatiert.

In analoger Weise kann man den Koeffizienten der Arbeitsplatzzusage zu interpretieren versuchen. Faßt man diesen Wert als „Preisnachlaß in DM pro zugesagten Arbeitsplatz“ auf, so bietet sich ein Vergleich mit den in statistischen Veröffentlichungen für die Bundesrepublik Deutschland regelmäßig ausgewiesenen „Kosten eines Arbeitsplatzes“ (vgl. z.B. IW (1991, Tabelle 76)) an, die die Kosten für die Schaffung eines neuen Arbeitsplatzes über die Kapitalintensität zu Wiederbeschaffungspreisen der jeweiligen Branchengruppe ausdrücken.

Es soll daher nun folgende Frage gestellt werden: Wie hoch sind die Opportunitätskosten (ausgedrückt in potentiellen neuen Arbeitsplätzen) des einem Investor aufgrund seiner Arbeitsplatzzusage durch die Treuhand gewährten Preisnachlasses? Anders herum gewendet: Wieviele neue Arbeitsplätze hätte man in der entsprechenden Branchengruppe schaffen können, wenn man den Investor nicht auf eine Arbeitsplatzzusage festgelegt hätte und den dann erzielbaren Mehrerlös für die Schaffung von Arbeitsplätzen in anderen Betrieben (derselben Branchengruppe) verwendet hätte? Da die absolute Anzahl wenig aussagekräftig ist, sollen die Opportunitätskosten ausgedrückt werden in Prozent der zugesicherten Arbeitsplätze. Es ergibt sich dann folgendes Bild (Tabelle 5):

Offenbar sind in vielen Branchengruppen, die durch bindende Arbeitsplatzzusagen gekennzeichnet werden, die Opportunitätskosten der ausgehandelten Zusagen außerordentlich hoch. Dies gilt insbesondere, wenn man berücksichtigt, daß die Arbeitsplatzzusage beschäftigungspolitische Bedeutung ja nur für die „marginalen“ Arbeitsplätze hat, d.h. für jene Arbeitsplätze, die unter rein betriebswirtschaftlichen Erwägungen obsolet erscheinen, aufgrund vertraglicher Bindungen jedoch erhalten bleiben sollen. Die prozentual ausgedrückten Opportunitätskosten dürften daher sicherlich nicht größer sein als der Anteil derartiger marginaler Arbeitsplätze an den Arbeitsplätzen des Betriebes insgesamt. Dies gilt insbesondere für den ungünstigsten Fall, in dem die Treuhandanstalt diese Arbeitsplätze über den Kaufpreisnachlaß voll finanziert. Berücksichtigt man, daß in der Regel die marginalen Arbeitsplätze ein gewisses Grenzprodukt erwirtschaften, müßten die prozentualen Opportunitätskosten sogar strikt kleiner sein als der Anteil der marginalen Arbeitsplätze. Die in Tabelle 5 ausgewiesenen Zahlen suggerieren jedoch eine akzeptable

*Tabelle 5*  
**Opportunitätskosten der erzielten Arbeitsplatzzusagen<sup>21</sup>**

Branchengruppe		Kosten eines Arbeitsplatzes in DM	gesch. Preisnachlaß pro zugesagtem Arbeitsplatz in DM	Opportunitätskosten in % der Zusage
Code	Kurzbez.			
200	Chemie	280.000	115.000	41%
210	Kunststoffe	122.000	134.000	110%
220	Steine und Erden	254.000	28.000	11%
242	Maschinenbau	107.000	43.000	40%
250	Elektro	110.000	71.000	65%
256	EMB-Waren	115.000	77.000	67%
300	Bauhauptgewerbe	43.000 <sup>21</sup>	4.000	9%

ble Größenordnung eigentlich nur im Bereich Steine und Erden und in der Baubranche<sup>22</sup>; ansonsten scheint der von der Treuhandanstalt gewährte Kaufpreisnachlaß derart hoch gewesen zu sein, daß man mit diesen Mitteln alternativ mindestens 40 % (im Bereich der Kunststoffe sogar bis zu 110 %) der zugesagten Arbeitsplätze auch anderswo völlig neu hätte schaffen können.

Die selbst bei vorsichtiger Beurteilung der Schätzqualität unzweifelhaft hohen in Tabelle 5 ausgewiesenen Prozentsätze müssen daher wohl so verstanden werden, daß die Treuhandanstalt ihre Vertragspartner oft zu einem überaus großen Anteil von marginalen Arbeitsplätzen verpflichtete. Die Treuhandanstalt hat also in erheblichem Maße auf mögliche Privatisierungserlöse verzichtet, um bedrohte Arbeitsplätze zu sichern. Man kann dies positiv als beeindruckenden Beleg für das arbeitsmarktpolitische Engagement der Treuhandanstalt werten oder aber negativ als überzogene Förderung der Arbeitsplatzsicherung angesichts volkswirtschaftlich knapper Ressourcen kritisieren. Unzweifelhaft hätte eine weniger stark arbeitsmarktpolitisch ausgerichtete Privatisierungspolitik der THA ein geringeres Defizit der Treuhandanstalt nach sich gezogen und damit dem Gesamtstaat als dem Träger des Defizits finanzielle Spielräume eröffnet, die u. U. effizientere beschäftigungspolitische Impulse ermöglicht hätten.

<sup>21</sup> Gesamtes Baugewerbe.

<sup>22</sup> Angesichts des Booms, den die Baubranche in Ostdeutschland zu verzeichnen hatte, ist es natürlich sehr plausibel, daß die Treuhandanstalt Arbeitsplätze im Baubereich nicht sonderlich durch Eigenmittel gestützt hat.

## 5. Schlußfolgerungen

Trotz erheblicher Unsicherheiten im Datenmaterial scheinen die in diesem Papier vorgestellten Regressions-schätzungen in der Lage zu sein, wesentliche Elemente der von der Treuhandanstalt abgeschlossenen Privatisierungsverträge zu quantifizieren. Da Arbeitsplatz- oder Investitionszusagen in fast allen Branchengruppen von zumindest einer Schätzmethode als den Käufer bindend identifiziert werden, kann man wohl davon ausgehen, daß es der Treuhand gelungen ist, durch entsprechende Kaufpreisabschläge ein höheres Investitionsvolumen und größere Beschäftigung für Ostdeutschland zu sichern, als die Investoren ohne diese Beschränkungen zu erfüllen bereit gewesen wären.

Allerdings waren diese Anstrengungen der Treuhand in beiden Fällen für die öffentliche Hand mit außerordentlich großen Kosten verbunden. Zugesagte Investitionen sind in einzelnen Branchengruppen zu möglicherweise weit mehr als 100 % effektiv vom Staat finanziert worden. Auch die für Arbeitsplatzzusagen aufgewandten Mittel haben das volkswirtschaftlich sinnvolle Maß u. U. deutlich überschritten. Allerdings darf dabei nicht übersehen werden, daß diese rein ökonomisch motivierte Kritik das ggf. übergeordnete Interesse an einer politischen Stabilität des Beitrittsgebietes nicht berücksichtigt und insoweit relativiert werden muß.

## Literatur

- Büning*, H. (1991): Robuste und adaptive Tests, Berlin.
- Coqui*, H. (1992): Unternehmensbewertung am Beispiel der XYZ GmbH, in: Treuhandanstalt (1992).
- Hau*, H. (1994): Privatization under Political Interference: Evidence from Eastern Germany, Discussion Paper, Princeton University.
- Hayashi*, F. (1982): Tobin's Marginal  $q$  and Average  $q$ : A Neoclassical Interpretation, *Econometrica* 50, S. 213 - 224.
- Hoaglin*, D. C./*Mosteller*, F./*Tukey*, J. W. (Hrsg.) (1982): Exploring Data Tables, Trends, and Shapes, New York.
- Institut der deutschen Wirtschaft (1993): Zahlen zur wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland, Köln.
- Li*, G. (1982): Robust Regression, in: Hoaglin et al. (1982).
- Lichtblau*, K. (1993): Privatisierungs- und Sanierungsarbeit der Treuhandanstalt, Beiträge zur Wirtschafts- und Sozialpolitik, Köln.

- Paarsch, A.* (1993): Die Restrukturierung der nach dem Treuhandgesetz vom 17. Juni 1990 in den fünf neuen Bundesländern neu geschaffenen Kapitalgesellschaften, Bergisch Gladbach.
- Sheather, S. J./Maritz, J. S.* (1983): An Estimate of the Asymptotic Standard Error of the Sample Mean, *Australian Journal of Statistics* 25, S. 109 - 122.
- Sinn, G./Sinn, H.-W.* (1992): Kaltstart, zweite Auflage, Tübingen.
- Sinn, H.-W.* (1994): Schlingerkurs, CES-Discussion-Paper, München.
- Treuhandanstalt (1992): Privatisieren: Miteinander in die Soziale Marktwirtschaft, Köln.
- (1994a): Daten und Fakten zur Aufgabenerfüllung der Treuhandanstalt, Stand Dezember 1994, Berlin.
- (1994b): Informationen, Ausgabe 21, Dezember 1994, Berlin.
- White, H.* (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* 48, S. 817 - 838.

### Anhang

Die hier ausgewiesenen Tabellen 2A und 3A entsprechen den OLS-Schätzungen der Tabellen 2 und 3 im Text. Während letztere die endgültigen Spezifikationen darstellen, sind hier die Ausgangsregressionen mit allen verfügbaren Regressoren wiedergegeben, wobei die Werte in Klammern die P-Werte der t-Statistik beschreiben. Für die LAR-Schätzung erhält man ein ähnliches Bild; die Ergebnisse sind auf Wunsch vom Verfasser erhältlich.



**Tabelle 2A**  
**OLS-Regression mit allen Regressoren nach Branchengruppen**  
**(P-Wert der t-Statistik in Klammern)**

Branchengruppe		Geschätzter Regressionskoeffizient					R <sup>2</sup>
Code	Kurzbez.	CNST	b2	b3	b4	b5	
200	Chemie	-1,6 Mio (0,959)	-189.000 (0,080)	1,76 (0,043)	5836 (0,061)	-1,8 Mio (0,537)	0,207
210	Kunststoffe	0,4 Mio (0,955)	-136.000 (0,062)	0,16 (0,832)	-841 (0,421)	0,2 Mio (0,766)	0,681
220	Steine und Erden	1,1 Mio (0,742)	-31.000 (0,034)	0,18 (0,009)	1912 (0,001)	-0,2 Mio (0,523)	0,483
230	Eisen	-30 Mio (0,417)	117.000 (0,652)	-3,11 (0,308)	-235 (0,947)	-2,9 Mio (0,292)	0,384
242	Maschinenbau	-6,0 Mio (0,060)	-24.000 (0,103)	-0,33 (0,063)	382 (0,178)	-0,4 Mio (0,249)	0,283
244	Fahrzeugbau	5,2 Mio (0,779)	96.000 (0,304)	-3,61 (0,001)	-505 (0,537)	-0,7 Mio (0,660)	0,922
250	Elektro	33 Mio (0,017)	-74.000 (0,000)	0,88 (0,259)	12.018 (0,000)	-1,6 Mio (0,391)	0,944
256	EMB-Waren	-5,0 Mio (0,268)	-76.000 (0,032)	0,44 (0,391)	1904 (0,020)	0,6 Mio (0,278)	0,647
260	Holz	-6,0 Mio (0,093)	32.000 (0,454)	-0,76 (0,002)	1292 (0,078)	0,2 Mio (0,522)	0,575
275	Textil	-8,8 Mio (0,515)	-74.000 (0,476)	0,38 (0,806)	1273 (0,215)	1,4 Mio (0,263)	0,341
280	Nahrung	1,0 Mio (0,815)	-81.000 (0,010)	0,10 (0,391)	206 (0,848)	0,1 Mio (0,840)	0,129
300	Bauhauptgewerbe	-13 Mio (0,212)	-15.000 (0,480)	0,10 (0,824)	-44 (0,971)	-0,9 Mio (0,430)	0,019
	Sonstige	-1,1 Mio (0,578)	-7.000 (0,458)	-0,20 (0,039)	2504 (0,000)	-0,1 Mio (0,771)	0,845
	Alle Branchen	1,3 Mio (0,702)	-31.000 (0,001)	0,02 (0,878)	3090 (0,000)	-0,3 Mio (0,429)	0,410

**Tabelle 3A**  
**OLS-Regression mit allen Regressoren für einzelne Branchen**  
**(P-Wert der t-Statistik in Klammern)**

Branche		Geschätzter Regressionskoeffizient					R <sup>2</sup>
Code	Kurzbez.	CNST	b2	b3	b4	b5	
2420	Maschinenbau (allg.)	5,2 Mio (0,005)	-71.000 (0,032)	0,35 (0,255)	3710 (0,000)	0,2 Mio (0,578)	0,882
3000	Hoch- u. Tiefbau	-13 Mio (0,068)	49.000 (0,097)	-1,34 (0,099)	8829 (0,001)	-0,6 Mio (0,475)	0,556
3004	Hochbau	10 Mio (0,423)	-84.000 (0,003)	0 (0,982)	-4458 (0,001)	-1,3 Mio (0,350)	0,502

## Zusammenfassung

Ein Datensatz aus dem Vertragscontrolling der Treuhandanstalt wird zu einer Auswertung ihrer Privatisierungspolitik benutzt. Ein auf Gegenwartswertüberlegungen aufbauendes theoretisches Modell impliziert testbare Vorzeichenrestriktionen für eine Preisbestimmungsgleichung. Insbesondere werden private Investoren nie sowohl die gegebene Investitions- als auch die gegebene Arbeitsplatzzusage als bindende Restriktion empfinden. Eine Kleinst-Quadrate- und eine robuste LAR-Schätzung stehen im wesentlichen im Einklang mit den theoretischen Erfordernissen. Die Schätzergebnisse suggerieren, daß die Treuhand durch die vertragliche Fixierung von Arbeitsplatz- und Investitionszusagen recht erfolgreich zusätzliche Beschäftigungs- und Wachstumsimpulse schuf. Dies freilich geschah unter außerordentlich hohen Kosten, die das volkswirtschaftlich vertretbare Maß deutlich zu überschreiten scheinen.

## Abstract

The privatization policies of the Treuhandanstalt in its efforts to denationalize East German enterprises is evaluated econometrically using internal Treuhand data. Using present value restrictions a simple theoretical model implies testable implications on the signs of the regression coefficients. Private investors will, in particular, never be bound by both their investment and their job creation pledge. Least squares and a robust least absolute residuals estimation yield results which are basically in accord with the theoretic requirements. The estimated coefficients suggest that the Treuhandanstalt successfully initiated growth impulses, but at high costs to the overall economy.

*JEL-Klassifikation: E 65.*

*Keywords: Treuhandanstalt, Privatisierungspolitik, robuste Schätzung.*