
Januar 2011

Auswirkungen des Hierarchieabbaus auf die Performance von Schweizer Unternehmen

WWZ Forschungsbericht 2011/02
(D-134)

Michael Beckmann, Dieter Kuhn

Die Autoren:

Prof. Dr. Michael Beckmann, Ordinarius

Abteilung Personal und Organisation
Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum der
Universität Basel (WWZ)
Peter Merian-Weg 6
CH - 4002 Basel

Telefon: +41(0)61 267 32 24

michael.beckmann@unibas.ch

Dieter Kuhn, Assistent

Abteilung Personal und Organisation
Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum der
Universität Basel (WWZ)
Peter Merian-Weg 6
CH - 4002 Basel

Telefon: +41(0)61 267 32 26

dieter.kuhn@unibas.ch

Eine Publikation des Wirtschaftswissenschaftlichen Zentrums (WWZ) der Universität Basel.

Diese Publikation und das in ihr dargestellte Forschungsprojekt wurden durch den Förderverein des WWZ finanziell unterstützt.

© WWZ Forum 2011 und des Autors / der Autoren. Eine Reproduktion über die persönliche Nutzung des Papiers in Forschung und Lehre hinaus bedarf der Zustimmung des Autors / der Autoren.

Kontakt:

WWZ Forum | Peter Merian-Weg 6 | CH-4002 Basel | forum-wwz@unibas.ch | www.wwz.unibas.ch

Auswirkungen des Hierarchieabbaus auf die Performance von Schweizer Unternehmen

Januar 2011

Abstract

In den vergangenen Jahrzehnten ist ein Trend hin zu flacheren Organisationen mit weniger Hierarchieebenen zu verzeichnen gewesen. Eine Verringerung der Anzahl an Führungsstufen kann sowohl positive als auch negative Auswirkungen auf den wirtschaftlichen Erfolg eines Unternehmens haben. Der resultierende Nettoeffekt bleibt zunächst theoretisch unklar. Daher verwendet die vorliegende Studie einen für Firmen in der Schweiz repräsentativen Datensatz und untersucht die direkten Auswirkungen des Hierarchieabbaus auf den Unternehmenserfolg auf empirische Art und Weise. Mittels Regressionen der Methode der kleinsten Quadrate sowie des Verfahrens des propensity score matching findet diese Studie heraus, dass der Hierarchieabbau den späteren Unternehmenserfolg signifikant erhöht. Daraus kann geschlossen werden, dass flachere hierarchische Strukturen den Unternehmen ermöglichen, ihre komparativen Vorteile in der heutigen schnelllebigen und wissensintensiven Marktumgebung besser zu realisieren.

Danksagung

Die Autoren danken zum einen der Konjunkturforschungsstelle (KOF) der ETH Zürich für den über mehrere Gastaufenthalte erfolgten Datenzugang zu den Umfragen „Innovationsaktivitäten, Informationstechnologien und Arbeitsorganisation“ aus dem Jahr 2005 sowie „Organisatorischer Wandel und Einsatz von Informations- und Kommunikationstechnologien“ aus dem Jahr 2000 und zum anderen dem Förderverein des WWZ an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Basel für die finanzielle Unterstützung für dieses Forschungsprojekt.

Inhaltsverzeichnis

| | |
|--|------------|
| Inhaltsverzeichnis | I |
| Tabellenverzeichnis | II |
| 1. Einleitung | 1 |
| 2. Theoretische Diskussion | 5 |
| 2.1 Positive Auswirkungen auf den Unternehmenserfolg | 5 |
| 2.2 Negative Auswirkungen auf den Unternehmenserfolg | 6 |
| 3. Literaturübersicht | 9 |
| 4. Empirische Untersuchung | 12 |
| 4.1 Daten, Variablen und beschreibende Statistiken | 12 |
| 4.2 Regressions- & Kausalanalyse | 14 |
| 4.2.1 <i>Ökonometrische Modelle</i> | 14 |
| 4.2.2 <i>Empirische Ergebnisse</i> | 19 |
| 4.3 Robustheitsüberprüfung | 23 |
| 5. Schlussfolgerungen | 27 |
| Literaturverzeichnis | III |
| Anhang | VII |

Tabellenverzeichnis

| | |
|---|----|
| Tabelle 1: Übergangswahrscheinlichkeiten | 13 |
| Tabelle 2: KQ-Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus | 20 |
| Tabelle 3: PSM-Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus | 23 |
| Tabelle 4: MDiD-Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus | 25 |
| Tabelle 5: MDiD-Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus auf Basis des imputierten Datensatzes..... | 26 |

1. Einleitung

Die grundlegendsten Elemente zur Charakterisierung einer Organisation sind deren hierarchische Breite und Tiefe (Colombo und Delmastro 2002, 2008; Rajan und Wulf 2006; Wang 2007). Die hierarchische Tiefe einer Organisation wird durch die Anzahl an Hierarchieebenen zwischen der Unternehmensleitung und den Arbeitnehmern auf der niedrigsten Ebene angegeben.¹ Die hierarchische Breite kann anhand der Leitungsspanne gemessen werden, also der Anzahl der Untergebenen pro Vorgesetztem. Die Leitungsspanne kann pro Führungskraft berechnet werden, es kann aber auch ein Mittelwert pro Führungsstufe oder sogar über alle Führungsstufen hinweg gebildet werden.² Offensichtlich besteht bei konstanter Mitarbeiterzahl ein inverser Zusammenhang zwischen hierarchischer Breite und Tiefe (vgl. Abbildung 1 im Anhang).³

Hierarchieabbau bezeichnet die Verringerung der Anzahl an Führungsstufen in einer Organisation, dies wird auch Abflachung der Hierarchiestruktur genannt. Allerdings sollte Hierarchieabbau nicht mit anderen, verwandten Restrukturierungskonzepten, wie z.B. Downsizing oder Dezentralisierung, verwechselt werden (Littler, Wiesner und Dunford 2003; Rajan und Wulf 2006):

- Downsizing meint im Wesentlichen Personalkürzung oder, allgemein, Verkleinerung des Unternehmens. Wenn sich dies auf bestimmte Führungsstufen konzentriert, kann Hierarchieabbau die Folge sein.⁴ Entsprechend gehen auch die meisten Programme zum Abbau von Hierarchieebenen mit

¹ Es scheint der Konvention zu unterliegen, ob man die Unternehmensspitze und/oder die unterste Ebene mitzählt oder ob man überhaupt nur Führungskräfte mit Kosten-/Ertragsverantwortung betrachtet. Wenn man z.B. die untere Organisation (b) in Abbildung 1 im Anhang betrachtet: Jost (2009) würde ihr eine hierarchische Tiefe von 1 vergeben; Wang (2007) würde ihr 2 Ebenen zusprechen; die Fragebögen der KOF, die dieser Studie zu Grunde liegen, schliessen sowohl die oberste als auch die unterste Ebene aus, sodass sich im Beispiel eine hierarchische Tiefe von null ergäbe; schliesslich zählen Rajan und Wulf (2006) nur die Ebenen zwischen dem Vorstandsvorsitzenden und den Divisionsmanagern, wobei beide nicht mitgezählt werden.

² Die durchschnittliche Leitungsspanne s müsste dann folgende Gleichung erfüllen, wobei n die Anzahl an Mitarbeitern und l die Anzahl der Hierarchieebenen wäre (Colombo und Delmastro 1999, 2008): $n = 1 + s + s^2 + \dots + s^{l-1}$

³ Entsprechend berichten Rajan und Wulf (2006) auf Basis von 300 grossen US-amerikanischen Unternehmen von einer signifikant negativen Korrelation zwischen hierarchischer Breite und Tiefe.

⁴ In der Konsequenz betrachten Datta u.a. (2010) den Hierarchieabbau als einen von mehreren Ausdrücken oder Euphemismen ("phrases or euphemisms") für Downsizing. Nach Littler u.a. (1997) teilen der Hierarchieabbau, Downsizing und andere Restrukturierungskonzepte ("restructuring concepts") die Gemeinsamkeit der Reduzierung der Belegschaft.

Personalkürzungen einher (Littler und Innes 2004; Littler, Wiesner und Dunford 2003). Andererseits wurde aber auch herausgefunden, dass gerade grosse Unternehmen bei Personalkürzungen die Anzahl an Führungsstufen *erhöhen*, um die speziellen Kontroll- und Koordinationsprobleme grosser Organisationen zu lösen (Wang 2007).

- Dezentralisierung meint die Delegierung von Entscheidungsbefugnissen an niedrigere Ebenen. Werden Entscheidungsbefugnisse von abgebauten Führungsstufen in der Hierarchie nach unten weitergegeben, so würde Hierarchieabbau tatsächlich auch Dezentralisierung implizieren (Rajan und Wulf 2006). Andererseits jedoch steht ein Vorstandsvorsitzender in einer flacheren Hierarchie mit mehr Geschäftseinheiten in direktem Kontakt. Dadurch könnte er einen grösseren Einfluss auf deren Entscheidungen ausüben, was wiederum mehr Entscheidungscentralisierung implizieren würde (Rajan und Wulf 2006).

In den neunziger Jahren des letzten Jahrhunderts war ein breiter Trend zu flacheren, also weniger hierarchisch strukturierten Organisationen zu verzeichnen. Dies belegen zahlreiche Studien auf einer breiten Datengrundlage aus verschiedenen Industrieländern (vgl. Tabelle A1 im Anhang). Folgende Faktoren werden als Ursachen für diesen Trend zum Hierarchieabbau angesehen (Rajan und Wulf 2006; Sohr 2005; Littler, Wiesner und Dunford 2003):

- intensiverer Wettbewerb auf den Absatzmärkten,
- die Notwendigkeit schneller und komplexer Entscheidungen,
- eine gewachsene Bedeutung von Wissen und Qualifikation⁵,
- aktive institutionelle Investoren auf den Aktienmärkten und
- eine Informationstechnologie, die die Kommunikationskosten senkt und dadurch die Koordinierungsfunktion des mittleren Managements erleichtert⁶.

⁵ Nikolowa (2010) stellt ein theoretisches Modell auf, das erklärt, wie Unternehmen auf ein grösseres Angebot an qualifizierten Arbeitskräften reagieren, nämlich indem sie die Anzahl an Hierarchieebenen abbauen.

Diese Sichtweise steht in Einklang mit den Ergebnissen mehrerer gross angelegter empirischer Studien (Colombo und Delmastro 2008; Acemoglu u.a. 2007; Wang 2007; Rajan und Wulf 2006; Brews und Tucci 2004; Caroli und Van Reenen 2001; Whittington u.a. 1999; Ruigrok u.a. 1999; und Collins, Ryan und Matusik 1999).

Die Reduzierung der Anzahl an Führungsstufen kann sowohl positive als auch negative Auswirkungen auf den Unternehmenserfolg haben. Flachere Hierarchien erlauben einen besseren Informationsfluss und ermöglichen dadurch schnellere Entscheidungen (Colombo und Delmastro 2008, Carzo und Yanouzas 1969). Darüber hinaus kann man vermuten, dass die intrinsische Motivation der Mitarbeiter in einer weniger hierarchischen und somit auch weniger bürokratischen Arbeitsumgebung höher ist (Kettley 1995; vgl. auch Littler, Wiesner und Dunford 2003; McCann, Morris und Hassard 2008). Abgesehen davon kann es in einer flacheren Hierarchie einfacher sein, Mitarbeiter zu führen, wenn sich der Vorgesetzte weniger mit inhaltlichen Tätigkeiten beschäftigen muss (BCG 2004, 2006a, b). Zusätzlich könnte der Wettbewerb unter den Mitarbeitern um eine Beförderung intensiver sein und zu einer stärkeren Erhöhung der Arbeitsanstrengung führen, wenn die Anzahl der Mitbewerber steigt (Sohr 2005). Schliesslich fallen durch den Abbau von Führungsstufen deren Kosten (z.B. Löhne etc.) weg. Diese Argumente sprechen für eine Erhöhung des Unternehmenserfolgs durch Hierarchieabbau.

Jedoch kann Hierarchieabbau auch negative Auswirkungen haben. Wenn Arbeitnehmer auf bestimmten Ebenen freigesetzt werden, dann geht dem Unternehmen möglicherweise wertvolles Wissen und Qualifikationen verloren (Datta u.a. 2010). Bleibende Beschäftigte könnten unter dem sogenannten survivor syndrome, einer Form des Überlebenden-Syndrom, leiden (Datta u.a. 2010; Cascio 1993; Littler, Wiesner und Dunford 2003; McCann, Morris und Hassard 2008). Im Allgemeinen könnte die Arbeitsanstrengung der Mitarbeiter sinken, weil der Optionswert einer Beförderung, also die Aussicht auf weitere Beförderungen, geringer ist, wenn es weniger Führungsstufen gibt, auf die man dann noch befördert werden kann (Lazear und Rosen 1981; Littler, Wiesner und Dunford 2003; McCann, Morris und Hassard 2008). In flacheren Hierarchien müssen mehr Auseinandersetzungen – sowohl fachlicher als auch persönlicher Natur – ohne Eingreifen eines Vorgesetzten ausgetragen werden. Dies bindet Ressourcen auf unproduktive Weise (Carzo und Yanouzas 1969). Schliesslich kann die Einführung von Reorganisationsmass-

⁶ Allerdings kann Informationstechnologie (IT) in dem Ausmass, in dem es eher den Informationszugang erleichtert, sogar dazu führen, dass die Einführung moderner IT die Anzahl an Führungsstufen *erhöht* (Rajan und Wulf 2006, Lazear und Gibbs 2009).

nahmen Einflussaktivitäten hervorrufen; Arbeitnehmer müssen sich an die neue Art der Arbeit gewöhnen; und Investitionen in alte Produktionsanlagen oder Kommunikationskanäle werden zu versunkenen Kosten (Colombo und Delmastro 2008). Diese Argumente sprechen für eine Verringerung des Unternehmenserfolgs durch Hierarchieabbau.

Das Ziel der vorliegenden Studie besteht darin, die Nettoeffekte des Hierarchieabbaus auf den späteren Unternehmenserfolg empirisch zu untersuchen. Bisherige Studien behandeln diese Fragestellung anhand von Experimenten (Carzo und Yanouzas 1969) oder Fallstudien (Kettley 1995, $n = 8$), anhand kleiner Datensätze (Shaw und Schneier 1993, $n = 8$), auf der Basis der Einschätzung der Arbeitsproduktivität des mittleren Managements durch Mitglieder des Topmanagements (Littler, Wiesner und Dunford 2003) oder im Kontext sogenannter high-performance work systems (Cristini u.a. 2003). Vor diesem Hintergrund scheint die vorliegende Studie die erste zu sein, die die direkten Auswirkungen des Abbaus von Hierarchieebenen auf den Unternehmenserfolg auf Basis eines grossen und repräsentativen Datensatzes empirisch-ökonomisch untersucht.

Zu diesem Zweck wird die Innovationsumfrage 2005 verwendet, ein schweizweit repräsentativer Datensatz von 2'575 Unternehmen in der Schweiz, erstellt von der Konjunkturforschungsstelle (KOF) der Eidgenössischen Technischen Hochschule in Zürich (ETHZ). Das empirische Modell ist eine erweiterte Produktionsfunktion des Typs Cobb-Douglas. Als Indikatoren für den Unternehmenserfolg fungieren Produktivitäts- und Profitabilitätszahlen auf Basis betrieblicher Wertschöpfung und Lohnsumme. Bei der Analyse des Performanceeffekts des Hierarchieabbaus kontrollieren Regressionen der Methode der kleinsten Quadrate für den Einfluss von Unternehmenscharakteristika und Marktbedingungen. Darüber hinaus kontrolliert ein propensity score matching Verfahren für den Einfluss einer möglichen Selektionsverzerrung.

Dieser Forschungsbericht ist wie folgt aufgebaut. Kapitel 2 erörtert mögliche positive und negative Auswirkungen des Hierarchieabbaus auf den Unternehmenserfolg. Kapitel 3 stellt eine Übersicht bestehender Literatur zur behandelten Forschungsfrage dar und arbeitet den Beitrag der vorliegenden Studie heraus. Kapitel 4 beinhaltet die empirische Untersuchung. Dabei werden zunächst die verwendeten Daten und Variablen beschrieben. Anschliessend wird die ökonomische Modellierung erklärt und die erzielten Ergebnisse vorgestellt. Schliesslich werden noch weitere Robustheitsüberprüfungen vorgenommen. Kapitel 5 unterzieht die Resultate einer zusammenfassenden kritischen Würdigung.

2. Theoretische Diskussion

Die Reduzierung der Anzahl an Führungsstufen kann sowohl positive als auch negative Auswirkungen auf den Unternehmenserfolg haben. Beide werden im Folgenden erörtert.

2.1 Positive Auswirkungen auf den Unternehmenserfolg

Gewöhnlicherweise wird von flacheren Hierarchien ein besserer Informationsfluss und folglich schnellere Entscheidungen angenommen (Colombo und Delmastro 2008, Carzo und Yanouzas 1969). Selbst wenn man von Agencyproblemen oder Interessenkonflikten absieht, könnte in einer steilen Hierarchie eine vom Topmanagement verabschiedete Strategie von den Massnahmen zu ihrer Umsetzung abweichen, weil u.U. Kommunikationsfehler über die Führungsstufen hinweg auftreten. Und selbst wenn die Massnahmen die richtigen für eine gegebene Strategie sind, könnte die Zeitverzögerung bis zu ihrer Implementierung zu gross sein, als dass sie noch greifen könnten; oder sogar die Strategie an sich könnte aufgrund geänderter Bedingungen zwischenzeitlich hinfällig geworden sein. Daher sind in der heutigen schnelllebigen Welt kurze Kommunikationswege ein komparativer Vorteil.

Daneben kann die Anzahl an Entscheidungen in einer Organisation erhöht werden, wenn Hierarchieabbau mit Dezentralisierung verbunden wird (Lazear und Gibbs 2009, Colombo und Delmastro 2008). Da dann Entscheidungsbefugnisse an untere Ebenen dauerhaft delegiert worden sind, sinkt die Wahrscheinlichkeit, dass das Topmanagement an Informationsüberflutung leidet und zum Engpassfaktor bei der Entscheidungsfindung wird. Somit können mehr – und komplexere – Entscheidungen getroffen werden.

Darüber hinaus sind die Einstellungen der Mitarbeiter, wie z.B. intrinsische Motivation, Arbeitszufriedenheit und Verpflichtungsgefühl, in einer flacheren und damit weniger bürokratischen Arbeitsumgebung wahrscheinlich besser, weil sie mehr Möglichkeiten haben, selber Einfluss zu nehmen und selber Entscheidungen bspw. über den eigenen Ressourcenverbrauch zu treffen (Littler, Wiesner und Dunford 2003; Kettley 1995). Offenbar speist sich intrinsische Motivation in einer flachen Hierarchie weniger aus Aufstiegschancen als vielmehr aus der Genugtuung der Tätigkeit an sich sowie aus finanziellen Anreizen (McCann, Morris und Hassard 2008). In Übereinstimmung damit finden Dopson und Stewart (1994) in einer

Stichprobe von 43 Organisationen aus sechs westeuropäischen Ländern heraus, dass die meisten Manager der mittleren Führungsstufen eine positive Einstellung gegenüber der zusätzlichen Verantwortung und abwechslungsreichen Tätigkeit in flacheren Hierarchien äussern.

Hierarchieabbau führt bei gleich bleibender Beschäftigung dazu, dass die Zahl an Mitarbeitern auf der gleichen Hierarchieebene ansteigt. Da dadurch also auch die Anzahl an Mitbewerbern für offene Positionen auf der nächst höheren Ebene grösser ist, könnte sich die Arbeitsanstrengung und somit letztlich die betriebliche Produktivität erhöhen, wenn sie nicht durch Sabotageaktivitäten wieder beeinträchtigt werden (Sohr 2005). Damit hängt zusammen, dass das Verhindern von seitwärts gerichteten Karriereschritten mittlerweile schon ein Anreiz dafür geworden zu sein scheint, einen höheren Arbeitseinsatz zu zeigen (McCann, Morris und Hassard 2008).

Abgesehen davon ist bereits argumentiert worden, dass es in flacheren Hierarchien einfacher ist, Mitarbeiter zu führen, wenn die Aufgaben dergestalt verteilt sind, dass Mitarbeiter entweder eine operative Tätigkeit oder eine Vorgesetztenfunktion ausüben. Letztere bestünde dann lediglich darin, mit den Mitarbeitern Zielvereinbarungen zu treffen und die Zielerreichung zu überwachen (BCG 2004, 2006a, b).

Schliesslich sollte man annehmen können, dass die Verwaltungskosten mit der Anzahl an Hierarchieebenen sinken. Somit könnte nicht nur die Arbeitsproduktivität sondern auch die Arbeitseffizienz ansteigen.

Die in diesem Abschnitt diskutierten Faktoren würden vermuten lassen, dass der Abbau von Hierarchieebenen den wirtschaftlichen Unternehmenserfolg erhöht. Jedoch kann Hierarchieabbau auch negative Auswirkungen haben. Diese werden im nächsten Abschnitt erörtert.

2.2 Negative Auswirkungen auf den Unternehmenserfolg

Falls Arbeitnehmer auf bestimmten Führungsstufen – meistens solche im mittleren Management (Littler, Wiesner und Dunford 2003) – freigesetzt werden, verliert das Unternehmen wahrscheinlich nicht nur wertvolles Wissen und Qualifikationen, sondern darüber hinaus können auch Netzwerke auseinanderbrechen. Beides schmälert die langfristigen Wachstumsaussichten des Unternehmens (Datta u.a. 2010). Bleibende Mitarbeiter könnten am sogenannten survivor syndrome

leiden. Damit werden verschiedene Verhaltensreaktionen beschrieben, die zu geringerer Arbeitszufriedenheit, Motivation und Verpflichtungsgefühl sowie zu mehr Arbeitsbelastung, Stress, Widerstand gegen Veränderungen, Burnout und Fluktuation führen können (Datta u.a. 2010; Cascio 1993; Littler, Wiesner und Dunford 2003; McCann, Morris und Hassard 2008; Armenakis und Beteian 1999). Diese Reaktionen können sich direkt in einer geringeren Arbeitsproduktivität niederschlagen. Ausserdem können psychologische Verträge zwischen Arbeitnehmer und -geber (Rousseau 1995) Schaden nehmen. Zum Beispiel könnten Beschäftigte die oben beschriebenen Seitwärtsschritte nicht akzeptieren (McCann, Morris und Hassard 2008).

Im Übrigen können diese Reaktionen von den Gründen für den Hierarchieabbau abhängen (Sohr 2005). Falls externe Nachfrageeinbrüche die Existenz des Unternehmens als Ganzes bedroht, würden zeitlich verschobene Beförderungen – eine unvermeidliche Konsequenz von Hierarchieabbau und Downsizing – eher als gerechtfertigt angesehen werden, als wenn bspw. das Topmanagement entscheiden würde, eine neue Informations- und Kommunikationstechnologiearchitektur einzuführen und mit einer flacheren Hierarchie zu ergänzen. In diesem Beispiel würden schlechte Nachfragebedingungen als externer Faktor betrachtet, der vom Management nicht zu verantworten wäre, während Investitionsentscheidungen endogen von Managern getroffen würden. In der Tat wurde jüngst herausgefunden, dass (wahrgenommene) prozedurale Gerechtigkeit – d.h. die Vermittlung des Gefühls, dass die Mitarbeiter als Mitglieder der Organisation wertgeschätzt werden – eine positive Einstellung der Belegschaft zu Veränderungen direkt fördert (Michel, Stegmaier und Sonntag 2010). Darüber hinaus kann veränderungsunterstützendes Verhalten durch eine positive Identifikation mit der Organisation gestärkt werden, die wiederum durch (wahrgenommene) prozedurale Gerechtigkeit beeinflusst werden kann.

Die Turnierlohntheorie (Lazear und Rosen 1981) betrachtet jede Beförderung als Preis für den Gewinner eines Wettbewerbs unter Kollegen. Die höhere Position ist gewöhnlich mit einem höheren Lohn verbunden und auch mit der Aussicht – oder zumindest der Möglichkeit – auf weitere Beförderungen. Das ist der sogenannte Optionswert einer Beförderung. Vor diesem Hintergrund ist es bei einer geringeren Zahl an Führungsstufen – infolge des Hierarchieabbaus – nicht mehr möglich, die Mitarbeiter so oft wie bisher zu befördern. Das bedeutet, dass der Optionswert jeder einzelnen Beförderung niedriger ist. In der Konsequenz könnte die Arbeitsanstrengung der Mitarbeiter sinken, weil die „Trophäe“ weniger wert

ist (Littler, Wiesner und Dunford 2003; McCann, Morris und Hassard 2008; Sohr 2005). Um die Arbeitsanstrengung aufrecht zu erhalten, könnten Unternehmen das betriebliche Lohnniveau oder die betriebliche Lohnspreizung erhöhen.

Da sich in flacheren Organisationen – *ceteris paribus* – mehr Kollegen auf einer Hierarchieebene befinden, müssen sie verschiedene Managementtätigkeiten ohne Eingreifen eines Vorgesetzten durchführen (Carzo und Yanouzas 1969). Insbesondere müssen sie ggf. ihre Arbeit koordinieren, um Redundanzen auszuschliessen. In diesem Zusammenhang würde es eine asymmetrische Informationsverteilung möglicherweise sogar nötig machen, Informationen auszutauschen. Dies könnte jedoch von Interessenskonflikten verhindert werden. Im Allgemeinen müssen auch Konflikte, die unabhängig von asymmetrischer Informationsverteilung sind, von den betroffenen Parteien direkt gelöst werden. All dies bindet Ressourcen in unproduktiver Art und Weise.

Schliesslich nehmen Colombo und Delmastro (2008) eine dynamische Perspektive des organisatorischen Wandels ein. Die Autoren entwickeln einen konzeptionellen Rahmen der folgenden Faktoren, die die Anpassungskosten von Reorganisationsmassnahmen beeinflussen:

1. Investitionen in physisches Kapital oder in Qualifikationen der Mitarbeiter sind meistens eng mit einem spezifischen Produktionsprozess verbunden. Wenn man diesen Produktionsprozess ändert, so werden aus diesen Investitionen versunkene Kosten, die abgeschrieben werden müssen.⁷
2. Organisatorischer Wandel verlangt von den Mitarbeitern, sich an neue Prozesse und Interaktionsmuster anzupassen. Insofern als dadurch altes Wissen nutzlos wird, führt diese Anpassung höchstwahrscheinlich zu einer Lernkurve, die zu Beginn negativ verlaufen könnte, bevor sie positiv wird. Das bedeutet, dass kurzfristige Produktivitätseinbussen der Preis für (erwartete) langfristige Produktivitätsfortschritte wären.
3. Jede organisationelle Veränderung ist unweigerlich mit einer Umverteilung von Macht und Quasirenten zwischen den Organisationsmitgliedern verbunden. Um also die eigenen ökonomischen Renten zu schützen, könnten

⁷ Ein anderes, aber verwandtes Argument lautet wie folgt: Jede Reorganisationsmassnahme verhindert logischerweise die Option, andere Massnahmen zu ergreifen (Pfadabhängigkeit). Daher könnten es Unternehmen für optimal halten, eine gegebene organisatorische Struktur für längere Zeit beizubehalten.

Mitarbeiter durchaus ein individuelles Interesse an (unproduktiven) Beeinflussungsaktivitäten haben.

Die in diesem Abschnitt diskutierten Faktoren würden vermuten lassen, dass der Abbau von Hierarchieebenen den wirtschaftlichen Unternehmenserfolg verringert. Um die theoretische Diskussion zusammenzufassen, lässt sich sagen, dass der Nettoeffekt der positiven und negativen Konsequenzen von Hierarchieabbau von vorneherein unklar ist. Daher besteht das Ziel der vorliegenden Studie darin, diese Fragestellung mit statistisch-ökonomischen Methoden zu untersuchen. Zuvor werden jedoch im nächsten Kapitel bisherige Studien zu diesem Thema vorgestellt.

3. Literaturübersicht

Vor 40 Jahren führten Carzo und Yanouzas (1969) ein Laborexperiment durch.⁸ Dabei wurden zwei Organisationen simuliert: eine tiefe und eine flache Hierarchie. Beide hatten jeweils 15 Mitglieder, darunter der Präsident. Die tiefe Hierarchie hatte vier Ebenen (inklusive der obersten und niedrigsten) und eine Leitungsspanne von zwei auf jeder Ebene; die flache hatte nur zwei Ebenen und folglich eine Führungsspanne von 14 (vgl. Abbildung 1 im Anhang). Beide Organisationen hatten die Aufgabe, imaginäre Bestellungen bei Zulieferern durchzuführen und dabei Faktoren wie Kosten, Lagerhaltung und erwartete Einnahmen auf Basis einer gegebenen Wahrscheinlichkeitsverteilung zu berücksichtigen. Es gab klare Vorgaben über die Art der Kommunikation und Entscheidungsfindung. Der Bestellvorgang wurde 60-mal wiederholt. Es zeigte sich, dass die tiefe Hierarchie bzgl. Gewinn und Umsatzrendite signifikant besser abschnitt. Vor dem Hintergrund einer eher stabilen Aufgabenstruktur überrascht dieses Ergebnis nicht. Hinsichtlich der Zeit für eine Entscheidungsfindung konnte dagegen kein Unterschied ermittelt werden. Die Autoren erklären dies mit gegenläufigen Entwicklungen der Informationsverarbeitung einerseits und Koordination andererseits. Während die Informationsverarbeitung in der tiefen Hierarchie mehr Zeit in Anspruch nahm, benötigte die flache Hierarchie mehr Zeit zur Konfliktlösung und Aufgabenabstimmung. Beide Organisationen wiesen einen stetigen Rückgang der Entscheidungszeit auf, was ein Beleg für eine positive Lernkurve ist.

⁸ Obwohl es sich dabei um eine Verfeinerung früherer Experimente gehandelt hatte, wurde die Studie wegen ihrer Methodik kritisiert (Hummon 1970, Carzo und Yanouzas 1970).

Der Bericht von Kettley (1995) beinhaltet acht Fallstudien von Organisationen im Vereinigten Königreich, die die Anzahl der Führungsebenen reduziert haben.⁹ In einem Fall konnte ein Einzelhandelsunternehmen eine zeitliche Optimierung des Entscheidungsfindungsprozesses für die Besetzung befristeter Stellen erreichen, indem die Verantwortung hierfür vom Bereichsleiter zu einem Netzwerk von lokalen Geschäftsstellenleitern delegiert wurde. Auf den ersten Blick scheint dieses Ergebnis dem Experiment von Carzo und Yanouzas (1969) zu widersprechen, das keinen Unterschied in der Entscheidungszeit herausgefunden hatte. Jedoch hat sich die Unternehmensumwelt in den vergangenen Jahrzehnten deutlich verändert und ist viel dynamischer geworden (Snower 1999; Lindbeck und Snower 2000; Caroli, Greenan und Guellec 2001). Deswegen können heutzutage flache Hierarchien Schnelligkeitsvorteile, sogenannte *economies of speed*, realisieren, während in den 1960er Jahren eher stabile Bedingungen vorherrschten.

Shaw und Schneier (1993) analysieren verschiedene Erfolgsmasse von acht Unternehmen, die Hierarchieebenen abgebaut haben – unter ihnen Hewlett-Packard, Intel, General Electric und PepsiCo. Die Autoren finden heraus, dass sowohl das Umsatz- und das Gewinnwachstum als auch die Kapitalrendite dieser Unternehmen – jeweils als Mittelwert über fünf Jahre – höher ist als im jeweiligen Branchendurchschnitt. Dieser Mittelwertvergleich gibt einen ersten empirischen Hinweis auf positive Nettoeffekte des Hierarchieabbaus.

Littler, Wiesner und Dunford (2003) verwenden Daten von Organisationen aus Australien, Neuseeland und Südafrika mit 50 oder mehr Angestellten. Nach dem Abbau von Hierarchieebenen geben Mitglieder des Topmanagements in über der Hälfte der befragten Organisationen an, dass die Arbeitproduktivität im mittleren Management angestiegen sei. Ungefähr ein Viertel berichtet über keine Veränderung, während eine Minderheit von einer verringerten Produktivität ausgeht (Rest: “weiss nicht”). Darüber hinaus finden sich deutliche Anzeichen einer erhöhten Arbeitsbelastung ($n = 2'757$). Schliesslich liegen Informationen über die Verbreitung des sogenannten *survivor syndrome* vor. So verschlechtern sich in Australien und Südafrika, nicht jedoch in Neuseeland, wichtige Einstellungen wie Arbeitsmoral und -zufriedenheit, Verantwortungsgefühl und Motivation. Demgegenüber scheinen sich die wahrgenommenen Aufstiegschancen und Arbeitsplatzsicherheit in allen drei Ländern zu verschlechtern ($n = 1'164$).

⁹ Bedauerlicherweise beinhaltet der Bericht keine Details der Fallstudien.

Cristini u.a. (2003) untersuchen ökonometrisch ein Datensatz aus 100 italienischen Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes. Da sie nur Querschnittsinformationen über neue Arbeitsplatzpraktiken, dafür aber Längsschnittinformationen über Bilanzen vorliegen haben, können die Autoren ein Verfahren von Black und Lynch (2001) anwenden, das in zwei Schritten vorgeht, um für den Einfluss zeitinvarianter unbeobachtbarer Heterogenität zwischen den Unternehmen zu kontrollieren. Damit schätzen sie Produktivitätseffekte von neuen Arbeitsplatzpraktiken. Um mögliche Komplementaritäten zwischen diesen Praktiken aufzudecken, integrieren die Autoren Interaktionsterme in ihre Regressionsgleichungen. Beeindruckend ist, dass laut den Autoren die meisten signifikanten paarweisen Interaktionen und *alle* signifikanten Kombinationen aus Interaktionstermen zwischen drei verschiedenen Praktiken eine flachere Hierarchie als Element eines sogenannten high-performance work systems enthalten. Dies lässt vermuten, dass Hierarchieabbau eine wichtige Voraussetzung dafür ist, dass neuartige flexible Arbeitsplatzpraktiken positive Auswirkungen auf den Unternehmenserfolg haben können.

Die Studie von Bauer und Bender (2001) schliesslich lässt weitere Schlüsse zu, wie der Hierarchieabbau den Unternehmenserfolg beeinflusst. Die Autoren untersuchen die Auswirkungen des Hierarchieabbaus (und anderen "flexiblen Arbeitssystemen") auf die Löhne und die interne Lohnstruktur von Unternehmen. Auf der Basis eines deutschlandweit repräsentativen Paneldatensatzes, der Informationen über Unternehmen mit solchen über deren Arbeitnehmer verknüpft, finden die Autoren heraus, dass die durchschnittlichen Löhne und die Lohnspreizung – besonders am oberen Ende – zunehmen, wenn die Anzahl an Führungsstufen verringert wird. Dieses Ergebnis begründet die Hypothese, dass der Effekt von Hierarchieabbau auf die Produktivität (z.B. Wertschöpfung pro Kopf) grösser sein könnte als auf die Profitabilität (z.B. der Quotient aus Wertschöpfung und Lohnsumme). Die ökonomische Erklärung hierfür ist, dass – als Entschädigung für den geringeren Optionswert einer Beförderung in einer flacheren Hierarchie – höhere Löhne gezahlt werden müssen, um die Arbeitsmotivation aufrecht zu erhalten.

Vor dem Hintergrund der in diesem Kapitel vorgestellten Literatur ist dem Autor dieses Forschungsberichtes keine quantitativ-ökonometrische Studie auf grosser Datenbasis über die direkten Auswirkungen des Hierarchieabbaus auf den Unternehmenserfolg bekannt. Es ist das Ziel dieses Projektes, diese Lücke zu schliessen. Dazu wird ein schweizweit repräsentativer Datensatz über 2'575 Unternehmen herangezogen. Regressionen der Methode der kleinsten Quadrate kontrollieren für den Einfluss von Unternehmenscharakteristika und Marktbedingungen. Darüber

hinaus kontrolliert ein propensity score matching Verfahren für den Einfluss einer möglichen Selektionsverzerrung. In dieser Hinsicht sollte die vorliegende Studie einen Beitrag zur Literatur leisten können.

4. Empirische Untersuchung

4.1 Daten, Variablen und beschreibende Statistiken

Die empirische Untersuchung basiert auf der Innovationsumfrage 2005, ein schweizerischer Firmendatensatz, der von der Konjunkturforschungsstelle (KOF) der Eidgenössischen Technischen Hochschule in Zürich (ETHZ) erstellt worden ist. Dieser Datensatz ist eine (hinsichtlich Branche und Unternehmensgrösse) geschichtete Stichprobe der Betriebszählung. Die vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Betriebszählung ist eine Gesamterhebung aller Firmen und Betriebe des Zweiten und Dritten Sektors in der Schweiz. Der nicht-kommerzielle Dienstleistungsbereich wurde von der KOF ausgeschlossen. Die KOF versandte ca. 6'700 Fragebögen und erhielt 2'575 zurück, die jedoch nicht alle vollständig ausgefüllt worden waren.

Abhängige Variablen, die durch das angenommene Modell erklären werden sollen, sind zum einen die logarithmierte Wertschöpfung (also Umsatz abzüglich Vorleistungen) in CHF, $\ln VA$, als Produktivitätsmass und zum anderen der logarithmierte Quotient aus Wertschöpfung und Lohnsumme, $\ln(VA/W)$, als Profitabilitäts-/Effizienzmass. Beide Grössen beziehen sich auf das Jahr 2004. Es ist wichtig, auch die letztgenannte Grösse zu betrachten, weil die obige Diskussion gezeigt hat, dass der Optionswert einer Beförderung sinkt, wenn Unternehmen Hierarchieebenen abbauen. Um diesem möglicherweise negativen Effekt auf Motivation, Arbeitseinsatz und Produktivität entgegenzuwirken und Anreize für die Mitarbeiter weiterhin aufrecht zu erhalten, könnten die Löhne oder die Lohnspreizung erhöht werden müssen.

Die zentrale, erklärende Variable ist eine 0/1-Variable, die angibt, ob ein Unternehmen seit 2000 Hierarchieebenen abgebaut hat (*delayer*). Folgende Kontrollvariablen werden berücksichtigt: 0/1-Variablen, die angeben, ob sich ein Unternehmen seit 2000 durch den Verkauf von Unternehmensteilen oder die Auslagerung von Funktionsbereichen selbst verkleinert hat (*down*); ob Entscheidungsbefugnisse seit 2000 dezentralisiert wurden, d.h. ob sich die Kompetenzverteilung am Ar-

beitsplatz in Richtung Mitarbeiter verschoben hat (*decentr*); ob sich ein Unternehmen mehrheitlich in ausländischem Besitz befindet (*foreign*); ob sich die Verwendung von Informations- und Kommunikationstechnologien – die Summe aus Computern, Internet und Intranet, jeweils auf einer 5-Punkte-Skala gemessen – oberhalb des Medians befindet (*ICT01*); ob sich die preisliche oder nichtpreisliche Wettbewerbsintensität oberhalb des Medians befindet (*intens01*); und ob die Anzahl der Wettbewerber höher als der Median ist (*compet01*). Weitere Kontrollvariablen sind die gesamten Investitionen im Jahr 2004 als Mass für den Produktionsfaktor Kapital (*lnK*); die Anzahl Mitarbeiter im Jahr 2004 als Mass für den Produktionsfaktor Arbeit (*lnL*); die Anzahl an Hierarchieebenen (*level*); der prozentuale Anteil an qualifizierten Mitarbeitern, d.h. Akademiker und solche mit einem Berufsabschluss höher als Berufslehre, im Jahr 2004 (*skilled*); der prozentuale Anteil der Mitarbeiter, die im Jahr 2004 an einer Weiterbildungsveranstaltung teilgenommen haben (*train*); der prozentuale Exportanteil am Umsatz im Jahr 2004 (*export*); sowie Kontrollen für die sieben Grossregionen der Schweiz und für sieben Branchen. Tabelle A2 listet beschreibende Statistiken dieser Variablen auf (vgl. Anhang).

Tabelle 1: Übergangswahrscheinlichkeiten

| Anzahl der Ebenen 2000 | Anzahl der Ebenen 2005 | | | | | | | | Total |
|------------------------|------------------------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|------|--------|
| | 0 ¹⁰ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | |
| 0 ¹⁰ | 33.33 | 33.33 | 0.00 | 33.33 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 100.00 |
| 1 | 0.69 | 27.78 | 49.31 | 15.28 | 3.47 | 2.78 | 0.69 | 0.00 | 100.00 |
| 2 | 0.82 | 15.64 | 44.03 | 27.98 | 9.47 | 1.65 | 0.41 | 0.00 | 100.00 |
| 3 | 0.00 | 9.89 | 26.92 | 40.11 | 16.48 | 5.49 | 1.10 | 0.00 | 100.00 |
| 4 | 0.00 | 4.48 | 16.42 | 40.30 | 28.36 | 7.46 | 1.49 | 1.49 | 100.00 |
| 5 | 0.00 | 23.53 | 11.76 | 29.41 | 23.53 | 5.88 | 0.00 | 5.88 | 100.00 |
| 6 | 0.00 | 0.00 | 25.00 | 25.00 | 25.00 | 0.00 | 25.00 | 0.00 | 100.00 |
| 7 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 100.00 | 0.00 | 0.00 | 100.00 |
| 8 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 100.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 100.00 |
| Total | 0.60 | 15.71 | 36.40 | 29.91 | 12.39 | 3.78 | 0.91 | 0.30 | 100.00 |

Hinweis: Berechnungen beschränkt auf 662 Unternehmen, die an beiden Befragungen teilgenommen haben.

Quelle: Organisationsumfrage 2000, Innovationsumfrage 2005, eigene Berechnungen.

Tabelle 1 zeigt die Übergangswahrscheinlichkeiten von 662 Unternehmen an, die bereits im Jahr 2000 von der KOF befragt worden waren. Die KOF Organisationsumfrage 2000 ist der Innovationsumfrage hinsichtlich der Methodik der Stichprobenziehung und Stichprobengrösse vergleichbar. Mittels einer eindeutigen Un-

¹⁰ Die Fragebögen der KOF, die dieser Studie zu Grunde liegen, schliessen sowohl die oberste als auch die unterste Ebene einer Organisation aus, sodass sich eine minimale Ebene von null ergibt.

ternehmensnummer, die für den Forscher jedoch keine Rückschlüsse auf die Identität der Firmen zulässt, können diese beiden Datensätze miteinander kombiniert werden. In den Zeilen der Tabelle wird die Anzahl der Hierarchieebenen im Jahr 2000 angegeben, in den Spalten diejenigen aus 2005. Wie man sieht, haben in dieser Zeit über 60 % der Unternehmen mit vier Führungsstufen Hierarchien abgebaut. Bei Unternehmen mit mehr Ebenen ist diese Prozentzahl noch höher. Diese Zahlen belegen, dass Hierarchieabbau nach wie vor ein weitverbreitetes Phänomen ist.

4.2 Regressions- & Kausalanalyse

4.2.1 Ökonometrische Modelle

Die Basisspezifikation ist eine Produktionsfunktion von Typ Cobb-Douglas. Diese bringt das Produktionsergebnis eines Unternehmens mit den Inputfaktoren Kapital und Arbeit in Verbindung. Um die Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus empirisch zu untersuchen, wird diese Produktionsfunktion um eine 0/1-Variable erweitert, die angibt, ob ein Unternehmen in den vergangenen fünf Jahren Hierarchieebenen abgebaut hat (*delayer*). Um darüber hinaus Einflüsse von Unternehmenscharakteristika und Marktbedingungen auf das Produktionsergebnis auszuschalten, die das Schätzergebnis verzerren könnten, werden der Schätzgleichung weitere Kontrollvariablen, X_j , hinzugefügt:

$$\ln VA_i = \beta_0 + \beta_1 \ln K_i + \beta_2 \ln L_i + \gamma \text{delayer}_i + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{ij} + u_i, \quad (1)$$

wobei \ln der Operator für den natürlichen Logarithmus ist, VA steht für Wertschöpfung (engl. value added), K repräsentiert den Kapitalstock, L beschreibt Arbeit und u ist eine normalverteilte Störgrösse (i ist der Unternehmensindex). Als alternative abhängige Variable wird in der gesamten Studie auch der logarithmierte Quotient aus Wertschöpfung und Lohnsumme, $\ln(VA/W)$, verwendet. Gleichung (1) wird mit Regressionen der Methode der kleinsten Quadrate (KQ) geschätzt. Die Standardfehler sind robust gegenüber Heteroskedastizität nach White (1980).

Die KQ-Methode trifft die Annahme, dass Hierarchieabbau exogen ist, d.h. dass der Hierarchieabbau unter den Unternehmen normalverteilt ist. Jedoch kann die Entscheidung eines Unternehmens, die Zahl der Führungsstufen zu reduzieren,

von bestimmten Unternehmenscharakteristika oder Marktbedingungen abhängen. Zum Beispiel könnte es für Unternehmen, die sich mitten in einer Phase der Reorganisation befinden, wahrscheinlicher sein, Hierarchieebenen abzubauen, um anderen Massnahmen besser zur Geltung zu verhelfen. Andere Unternehmen könnten im Allgemeinen offener für Reorganisationen aller Art sein. Würde man diesen Selektionseffekt nicht berücksichtigen, so könnten die geschätzten Erfolgswirkungen verzerrt sein.

Aus diesem Grunde wird in dieser Studie zusätzlich ein propensity score matching (PSM) Verfahren (Heckman, Ichimura und Todd 1997) durchgeführt, um eine Selektionsverzerrung möglichst auszuschliessen. Die grundlegende Idee des Matching im Allgemeinen besteht darin, die Ergebnisse zweier sonst gleicher Gruppen miteinander zu vergleichen, die sich lediglich in einer Hinsicht voneinander unterscheiden, nämlich ob sie Hierarchieebenen abgebaut haben oder nicht. Die Differenz zwischen den beiden Mittelwerten des Unternehmenserfolgs dieser zwei Gruppen ist der durchschnittliche Effekt oder der sogenannte average treatment effect (ATE) (Cameron und Trivedi 2006, Caliendo und Kopeinig 2008):

$$\Delta_{ATE} = E(\ln VA^1 | d = 1) - E(\ln VA^0 | d = 0), \quad (2)$$

wobei d angibt, ob ein Unternehmen Hierarchieebenen abgebaut hat, d.h. ob es mit der „Massnahme Hierarchieabbau behandelt“ wurde (engl. treatment = Behandlung). Der ATE vergleicht das tatsächliche Ergebnis von Unternehmen, die Hierarchieebenen abgebaut haben, $E(\ln VA^1 | d = 1)$, mit dem von Unternehmen, die dies nicht getan haben, $E(\ln VA^0 | d = 0)$. Sobald sich diese Gruppen jedoch hinsichtlich anderer Charakteristika voneinander unterscheiden, ist der ATE kein angemessenes Mass für die Erfolgswirkung des Hierarchieabbaus. Stattdessen müsste das tatsächliche Ergebnis von Unternehmen mit Hierarchieabbau, $E(\ln VA^1 | d = 1)$, mit dem Ergebnis verglichen werden, das *dieselben* Unternehmen ohne Hierarchieabbau erzielt hätten, $E(\ln VA^0 | d = 1)$. Genau dies tut der sogenannte average treatment effect on the treated (ATT):

$$\Delta_{ATT} = E(\ln VA^1 - \ln VA^0 | d = 1). \quad (3)$$

Der letzte Ausdruck, $E(\ln VA^0 | d = 1)$, bezeichnet das sogenannte kontrafaktische Ergebnis. Das ist das Ergebnis, welches ein Unternehmen, das Hierarchieabbau betrieben hat, erzielt hätte, wenn es keine Hierarchieebenen abgebaut hätte. Of-

fensichtlich existiert dieses kontrafaktische Ergebnis in der Realität nicht. Somit kann es auch nicht beobachtet werden. Allerdings kann auf der Basis geeigneter beobachtbarer Charakteristika, Z , eine Kontrollgruppe definiert werden, deren Ergebnis(se) als Ersatz für das kontrafaktische Ergebnis dient. Damit dies möglich ist, müssen folgende drei Bedingungen erfüllt sein (Caliendo und Kopeinig 2008; Pfeifer 2009; Bryson, Dorsett und Purdon 2002):

1. Die Annahme der bedingten Unabhängigkeit (engl. conditional independence assumption, CIA) besagt, dass der Unternehmenserfolg unabhängig vom Hierarchieabbau sein muss, wenn man für den Einfluss der Charakteristika Z kontrolliert: $\ln VA^0, \ln VA^1 \perp d \mid Z$. Diese Bedingung stellt sicher, dass der Hierarchieabbau in der Stichprobe bedingt zufallsverteilt ist. Dadurch wird die Selektionsverzerrung deutlich vermindert. Für die Schätzung der ATTs ist jedoch eine schwache Form der CIA hinreichend, nämlich die Annahme der bedingten Mittelwert-Unabhängigkeit (engl. conditional mean independence assumption, CMIA). Die CMIA besagt, dass das Unternehmensergebnis ohne Hierarchieabbau sowohl in der betrachteten als auch in der Kontrollgruppe das gleiche sein muss – resp. sein würde –, wenn man für den Einfluss der Charakteristika Z kontrolliert: $\ln VA^0 \perp d \mid Z$. Die CMIA kann auch wie folgt geschrieben werden:

$$E(\ln VA^0 \mid d = 1, Z) = E(\ln VA^0 \mid d = 0, Z). \quad (4)$$

2. Die Annahme der Überschneidung (engl. overlap) besagt, dass nach Kontrolle für den Einfluss der Charakteristika Z eine positive Wahrscheinlichkeit dafür vorhanden sein muss, dass ein Unternehmen Hierarchien abgebaut hat: $0 < P(d = 1 \mid Z) < 1$. Diese Bedingung stellt sicher, dass Unternehmen mit und ohne Hierarchieabbau für das Matching zur Verfügung stehen. Daraus folgt auch, dass die Charakteristika Z keine perfekte Voraussage über den Status eines Unternehmens erlauben (dürfen). Für die Schätzung der ATTs ist eine schwache Form der Überschneidungsannahme hinreichend: $P(d = 1 \mid Z) < 1$.
3. Die Annahme der stabilen Effekte (engl. the stable unit treatment value assumption, SUTVA) besagt, dass die Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus für ein gegebenes Unternehmen unabhängig von der Anzahl anderer Unternehmen sein müssen, die ebenfalls Hierarchien abbauen. Dadurch

werden allgemeine Gleichgewichtseffekte oder Externalitäten ausgeschlossen.

Rosenbaum und Rubin (1983) zeigen, dass zum Zwecke des Matching die Unternehmenscharakteristika, Z , zu einem eindimensionalen Index, $P[Z]$, dem sogenannten propensity score, zusammengefasst werden können. Dieser gibt die Wahrscheinlichkeit eines Unternehmens an, Hierarchieebenen angebaut zu haben. Die Kombination der vielzähligen Charakteristika, Z , zu einer Wahrscheinlichkeit, $P[Z]$, geschieht mittels einer Regression nach der probit maximum likelihood Methode. Ersetzt man also Z durch $P[Z]$ und setzt Gleichung (4) in Gleichung (3) ein, so erhält man den durch das propensity score matching (PSM) Verfahren geschätzten ATT (Caliendo und Kopeinig 2008, Pfeifer 2009):

$$\Delta_{ATT}^{PSM} = E_{P[Z]|d=1} \{E(\ln VA^1 | d = 1, P[Z]) - E(\ln VA^0 | d = 0, P[Z])\}. \quad (5)$$

Um das PSM Verfahren zu implementieren, kann Gleichung (5) folgendermassen umgeschrieben werden (Muehler, Beckmann und Schauenberg 2007):

$$\Delta_{ATT}^{PSM} = \sum_{i \in T} \{\ln VA_i - \sum_{j \in C} \Lambda_{i,j} \ln VA_j\} \lambda_i, \quad (6)$$

wobei i und j Hierarchien abbauende (betrachtete) resp. nichtabbauende (Kontroll-) Unternehmen sind; T und C geben die betrachtete resp. Kontrollgruppe an; $\Lambda_{i,j}$ ist das Gewicht des Kontrollunternehmens j , mit dem ein betrachtetes Unternehmen i verglichen wird¹¹; λ_i schliesslich kann verwendet werden, um die betrachtete Gruppe T noch einmal zu gewichten, falls $T > C$, was in dieser Studie jedoch nicht der Fall ist.

Es gibt verschiedene Algorithmen für die Durchführung von PSM. Sie unterscheiden sich im Wesentlichen darin, wie sie eine mögliche Verzerrung bei der Schätzung der Erfolgswirkungen gegen deren Effizienz abwägen (Caliendo und Kopeinig 2008). Die unmittelbar einleuchtendste Vorgehensweise ist es, jeweils zwei Unternehmen miteinander zu vergleichen, die eine möglichst ähnlich Hierarchie-

¹¹ Dieses Gewicht variiert zwischen den verschiedenen Matchingalgorithmen. In jedem Fall jedoch müssen sich für jedes betrachtetes Unternehmen i die Gewichte der verglichenen Kontrollunternehmen j zu eins aufaddieren: $\sum_j \Lambda_{i,j} = 1$. Umgekehrt, zumindest wenn man mit Zurücklegen vergleicht, muss $\sum_i \Lambda_{i,j}$ nicht unbedingt gleich eins sein, da dann ein Kontrollunternehmen durchaus öfters als einmal mit (verschiedenen) betrachteten Unternehmen verglichen werden kann.

abbau-Wahrscheinlichkeit $P[Z]$ aufweisen (one-to-one matching). In diesem Zusammenhang, aber auch grundsätzlich, stellt sich die Frage, ob Kontrollunternehmen mehrfach fürs Matching verwendet werden dürfen. In dieser Studie ist dies erlaubt, um möglicherweise auftretende schlechte Vergleiche zu vermeiden. Dabei wird ein Vergleich als schlecht bezeichnet, wenn zwei Unternehmen miteinander verglichen werden, die eine sehr unterschiedliche Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit (propensity scores) aufweisen. Um die Varianz des Schätzers der Erfolgseffekte zu reduzieren, können auch mehrere Kontrollunternehmen zum Vergleich mit einem betrachteten Unternehmen herangezogen werden (nearest-neighbor matching). Insbesondere wurde gezeigt, dass $n = 4$ die mittlere quadratische Abweichung optimiert (Abadie und Imbens 2002, Abadie u.a. 2004). Jedoch könnten manche der multiplen Kontrollunternehmen schlechte Vergleichsunternehmen darstellen und somit den Schätzfehler erhöhen. Um dies zu verhindern, können für jedes betrachtete Unternehmen obere und untere Grenzen (“caliper”) der Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit definiert werden, innerhalb denen sich die Kontrollunternehmen befinden müssen. Doch dann wiederum könnte durch den Ausschluss mancher Kontrollen die Schätzvarianz erhöht werden. Abhilfe könnte es schaffen, alle verfügbaren Kontrollen innerhalb dieser Grenze zu verwenden (radius matching).

Da es in der Praxis jedoch schwierig ist, von vorneherein eine angemessene Grenze zu definieren, werden häufig (fast) alle verfügbaren Kontrollunternehmen für einen Vergleich herangezogen, wobei solchen mit einem geringen Unterschied der Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit ein grösseres Gewicht beigemessen wird und denjenigen mit einem grösseren Abstand ein geringeres. Dieses Verfahren nennt man Kernelmatching, da das Gewicht anhand der Kernelfunktion ermittelt wird. Technisch betrachtet, regressiert dieses Verfahren das kontrafaktische Ergebnis auf eine kernelgewichtete Konstante (Smith und Todd 2005). Ein weiteres Verfahren, das der lokalen linearen Regression (LLR), fügt dieser Schätzgleichung die Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit hinzu. Daher ist das LLR- dem Kernel-Verfahren überlegen, wenn die Kontrollunternehmen asymmetrisch um ein betrachtetes Unternehmen verteilt sind. Beide Verfahren setzen die Wahl einer bestimmten Kernelfunktion sowie einen Bandbreitenparameter voraus. Dabei zeigt sich, dass erstere unkritisch zu sein scheint (DiNardo und Tobias 2001), während letzterer eine Abwägung erfordert (Caliendo und Kopeinig 2008). Eine hohe Bandbreite fasst nämlich viel Information zusammen. In der Konsequenz verringert sich einerseits die Varianz zwischen der wahren und der geschätzten Dichtefunktion, während andererseits das Risiko einer verzerrten Schätzung ansteigt.

Als ein Kompromiss geht diese Studie beim Kernel-Verfahren von der Epanechnikov-Kernelfunktion mit einer Bandbreite von 0.06 und für das LLR-Verfahren von der trikubischen Kernelfunktion mit einer Bandbreite von 0.8 aus. In der empirischen Untersuchung werden alle oben vorgestellten Algorithmen verwendet.

4.2.2 Empirische Ergebnisse

Tabelle 2 zeigt die Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus nach der KQ-Methode. Die ersten drei Spalten beziehen sich auf die Regressionen, welche die logarithmierte Wertschöpfung als abhängige Variable verwenden. Sie dient als Produktivitätsmass. Die letzten drei Spalten beziehen sich auf Regressionen mit dem logarithmierten Quotienten aus Wertschöpfung und Lohnsumme als abhängige Variable. Diese dient als Profitabilitäts-/Effizienzmass. Wie man sieht, sind Unternehmen, die in den vergangenen fünf Jahren Hierarchieebenen abgebaut haben, ca. 20 % produktiver als andere Unternehmen. Dieser Schätzkoeffizient ist hochsignifikant und bleibt es, wenn grundlegende Inputfaktoren (Kapital und Arbeit), Regionen und Branchen, andere Restrukturierungskonzepte (Downsizing und Dezentralisierung) sowie weitere Unternehmenscharakteristika und Marktbedingungen in das Modell aufgenommen werden. Erhöht man die Anzahl der Kontrollvariablen, so verringert sich der Punktschätzer leicht von 21.6 % auf 19.5 %. Zudem sind Unternehmen, die Hierarchien gestrafft haben, über 10 % profitabler (effizienter) als andere. Auch dieser Schätzer bleibt signifikant und verringert sich nur leicht von 13.4 % auf 11.9 %, wenn man mehr Kontrollvariablen berücksichtigt.

Um bei der Schätzung der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus mögliche Verzerrungen aufgrund von Selektivität zu berücksichtigen, wird im Folgenden auch ein propensity score matching (PSM) Verfahren durchgeführt. Dieses erfordert in einem ersten Schritt die Ermittlung der Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit (propensity score). Dieses sogenannte Teilnahmmodell – es soll sozusagen die Teilnahme eines Unternehmens an einem Hierarchieabbau-Programm erklären – sollte Faktoren beinhalten, die erstens sowohl die Entscheidung eines Unternehmens, Hierarchien abzubauen, als auch den Unternehmenserfolg beeinflussen und zweitens nicht selbst vom möglichen Hierarchieabbau beeinflusst werden (Caliendo und Kopeinig 2008; Bryson, Dorsett und Purdon 2002; Muehler, Beckmann und Schauenberg 2007). Da die zentrale erklärende Variable angibt, ob ein Unternehmen seit 2000 die Anzahl der Führungsstufen reduziert hat, bietet sich die Verknüpfung der Innovationsumfrage mit einem Datensatz aus 2000 an. Die Kon-

junkturforschungsstelle (KOF) der ETH Zürich hat im Jahr 2000 eine Organisationsumfrage durchgeführt, die der Innovationsumfrage 2005 bzgl. Methodik der Stichprobenziehung und bzgl. Stichprobengrösse ähnlich ist. Diese beiden Datensätze können mittels einer eindeutigen Unternehmensnummer miteinander verknüpft werden, ohne dass der Forscher dadurch Rückschlüsse auf die Identität der Unternehmen ziehen könnte.

Tabelle 2: KQ-Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus

| Abhängige Variable | Ln(VA) | | | Ln(VA/W) | | |
|--------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>lnK</i> | 0.140*** (0.000) | 0.140*** (0.000) | 0.143*** (0.000) | 0.067*** (0.000) | 0.065*** (0.000) | 0.066*** (0.000) |
| <i>lnL</i> | 0.866*** (0.000) | 0.864*** (0.000) | 0.837*** (0.000) | -0.058*** (0.002) | -0.059*** (0.002) | -0.069*** (0.000) |
| <i>delayer</i> | 0.216*** (0.002) | 0.206*** (0.003) | 0.195*** (0.005) | 0.134** (0.021) | 0.114* (0.055) | 0.119** (0.045) |
| <i>down</i> | | 0.040 (0.239) | 0.012 (0.709) | | 0.038 (0.125) | 0.036 (0.163) |
| <i>decentr</i> | | 0.004 (0.910) | -0.020 (0.533) | | 0.033 (0.227) | 0.026 (0.333) |
| <i>level</i> | | | 0.011 (0.503) | | | 0.008 (0.433) |
| <i>foreign</i> | | | 0.228*** (0.002) | | | 0.064* (0.067) |
| <i>skilled</i> | | | 0.001 (0.436) | | | -0.002** (0.025) |
| <i>train</i> | | | 0.001 (0.382) | | | 0.000 (0.985) |
| <i>ICT01</i> | | | 0.145*** (0.001) | | | 0.073*** (0.010) |
| <i>export</i> | | | 0.001 (0.108) | | | 0.000 (0.634) |
| <i>compet01</i> | | | -0.072** (0.043) | | | -0.050* (0.052) |
| <i>intens01</i> | | | 0.038 (0.218) | | | 0.022 (0.373) |
| <i>founded</i> | | | 0.001 (0.111) | | | 0.000 (0.243) |
| <i>Regionale dummies</i> | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja |
| <i>Branchen-dummies</i> | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja |
| <i>Konstante</i> | 10.571*** (0.000) | 10.569*** (0.000) | 9.449*** (0.000) | -4.741*** (0.000) | -4.745*** (0.000) | -5.262*** (0.000) |
| N | 1'066 | 1'066 | 1'066 | 1'025 | 1'025 | 1'025 |
| R ² | 0.8377 | 0.8379 | 0.8504 | 0.2115 | 0.2149 | 0.2330 |

Hinweis: P-Werte in Klammern. Standardfehler sind heteroskedastizitätsrobust nach White (1980).

*/**/** geben Signifikanz auf dem 10/5/1%-Niveau an.

Quelle: Innovationsumfrage 2005, eigene Berechnungen.

Um eine Überidentifikation des Teilnahmemodells zu vermeiden (Caliendo und Kopeinig 2008; Bryson, Dorsett und Purdon 2002; Augurzky und Schmidt 2001) – dies würde auch der Annahme der Überschneidung (siehe Abschnitt 4.2.1) widersprechen – und weil eine mögliche Unteridentifikation bei den vorhandenen Datensätzen nicht zu einer wesentlichen Verzerrung der Ergebnisse führen sollte (Khandker, Koolwal und Samad 2010; Heckmann, Ichimura und Todd 1997, 1998), wird das Teilnahmemodell ähnlich dem Vorgehen in Muehler, Beckmann und Schauenberg (2007) definiert. Dabei wird jede Variable, die möglicherweise einen Einfluss sowohl auf die Hierarchieabbauentscheidung eines Unternehmens als auch auf den Unternehmenserfolg haben könnte, separat einer Basisspezifikation hinzugefügt, die aus regionalen und branchenspezifischen 0/1-Variablen (aus der Organisationsumfrage 2000) sowie einer Konstante besteht und mittels der probit maximum likelihood Methode geschätzt wird. Nur diejenigen Variablen, die sich so als signifikant erweisen, werden dann gleichzeitig in das Teilnahmemodell aufgenommen. Es sind dies: *decentr* und *down* (aus der Innovationsumfrage 2005), d.h. 0/1-Variablen, die angeben, ob ein Unternehmen seit 2000 Entscheidungsrechte in Richtung Arbeiter verlagert hat, resp. ob sich ein Unternehmen seit 2000 durch den Verkauf von Divisionen oder die Auslagerung von Funktionen verkleinert hat.

Es würde dem Grundgedanken des Matching widersprechen, die Ergebnisse zweier Unternehmen mit sehr unterschiedlicher Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit miteinander zu vergleichen. Daher ist für die Validität des PSM-Verfahrens die Matchingqualität von entscheidender Bedeutung. Die Matchingqualität wird in den Tabellen A3 und A4 sowie in der Abbildung 2 untersucht (vgl. Anhang):

- Tabelle A3 zeigt die Ergebnisse der probit-Schätzung der ersten Stufe jeweils für die Produktivitäts- resp. Profitabilitätsstichprobe an. Für beide Stichproben ist die Güte der Gesamtschätzung signifikant, d.h. zufriedenstellend. Insbesondere leisten die beiden separat identifizierten Variablen (Dezentralisierung und Downsizing) einen hochsignifikanten Beitrag zur Erklärung, ob ein Unternehmen Hierarchien abbaut oder nicht.

- Tabelle A4 listet für jede im Teilnahmemodell¹² verwendete Variable die standardisierte Abweichung ihres Mittelwerts zwischen betrachteter und Kontrollgruppe auf. Daneben wird die durch das Matching erzielte Reduzierung dieser Abweichung angegeben. Dies sind übliche Kriterien in der Literatur zur Kausalanalyse (Caliendo und Kopeinig 2008). Es wird eine grosse Verringerung der standardisierten Abweichungen von über 80 % erzielt; insbesondere für *decentr* und *down* beträgt die Reduzierung mehr als 90 %. In der Folge liegen die standardisierten Abweichungen nach dem matching bei unter 5 % für die meisten Variablen und bei unter 3 % für *decentr* und *down*.
- Abbildung 2 zeigt die Häufigkeitsverteilungen der Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeiten (propensity scores) für betrachtete und Kontrollunternehmen. Es gibt eine hinreichende Überlappung zwischen den beiden Gruppen. Im Allgemeinen wurde die Überlappungsbedingung dadurch erfüllt, dass eigentlich betrachtete Unternehmen ausgeschlossen wurden, wenn sich ihr propensity score oberhalb des maximalen oder unterhalb des minimalen Wertes der Kontrollen befunden hat. Jedoch musste dies in dieser Studie sehr selten angewandt werden.

Die Matchingqualität der in dieser Studie durchgeführten empirischen Untersuchung entspricht also gängigen Standards. Die zur Verfügung stehenden Daten scheinen somit die weiter oben behandelten identifizierenden Annahmen des PSM-Verfahrens zu erfüllen.

Tabelle 3 zeigt die Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus nach dem PSM-Verfahren. Die Ergebnisse werden getrennt nach abhängiger Variable (logarithmierte Wertschöpfung vs. logarithmierter Quotient aus Wertschöpfung und Lohnsumme) angegeben und weiter nach ATE vs. ATT unterteilt. Zu Robustheitszwecken werden die mit verschiedenen Matchingalgorithmen erzielten Ergebnisse angegeben. Wie man sieht, treten signifikant positive durchschnittliche Produktivitätseffekte (ATEs) in der Grössenordnung von 45.4 % bis 78.5 % auf. Wenn allerdings der oben beschriebene Selektivitätseffekt berücksichtigt wird, indem die ATTs berechnet werden, so verschwinden diese Effekte. Mit Bezug auf

¹² Es bezieht sich auf die Variante des nearest-neighbor matching ($n = 4$) mit der logarithmierten Wertschöpfung als abhängiger Variable. Die standardisierten Abweichungen und prozentuale Reduzierung der Abweichungen in den Fällen der anderen Matchingalgorithmen sind ähnlich und können vom Autor auf Anfrage erhalten werden.

Profitabilität (Effizienz) treten zunächst keine signifikanten durchschnittlichen Effekte (ATEs) auf. Wenn aber für Selektivität kontrolliert, zeigen sich hochsignifikante positive Effekte (ATTs) von 14.1 % bis 18.8 %. Dieses Ergebnis ist über fast alle Matchingalgorithmen robust; lediglich ein Algorithmus verfehlt gängige Signifikanzniveaus um 1.2 Prozentpunkte.

Tabelle 3: PSM-Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus

| Abhängige Variable | Ln(VA) | | Ln(VA/W) | |
|---------------------------------|--------------------|------------------|------------------|---------------------|
| | ATE | ATT | ATE | ATT |
| Nearest-neighbor ($n = 4$) | 0.520** (0.025) | 0.195 (0.243) | 0.031 (0.643) | 0.096 (0.112) |
| Nearest-neighbor ($n = 1$) | 0.785** (0.020) | 0.341 (0.230) | 0.014 (0.839) | 0.188*** (0.003) |
| Radius (caliper = 0.01) | 0.454** (0.042) | 0.170 (0.267) | 0.074 (0.181) | 0.143** (0.011) |
| Radius (caliper = 0.005) | 0.236 (0.321) | 0.162 (0.313) | 0.082 (0.239) | 0.142** (0.016) |
| Kernel | 0.290 (0.130) | 0.225 (0.143) | 0.083 (0.108) | 0.141** (0.012) |
| LLR | 0.462* (0.097) | 0.190 (0.223) | 0.062 (0.416) | 0.153*** (0.009) |
| Betrachtete Unternehmen | 122 | | 118 | |
| N | 1'242 | | 1'191 | |

Hinweis: P-Werte in Klammern. */**/** geben Signifikanz auf dem 10/5/1%-Niveau an. LLR steht für lokale lineare Regression.

Quelle: Organisationsumfrage 2000, Innovationsumfrage 2005, eigene Berechnungen.

4.3 Robustheitsüberprüfung

Um die bisher erzielten Ergebnisse zusammenzufassen: Nach Kontrolle für Selektivität aufgrund von beobachtbaren Faktoren wurden signifikant positive Erfolgswirkungen von Hierarchieabbau identifiziert. Jedoch könnten diese Schätzungen immer noch verzerrt sein, und zwar durch *unbeobachtbare* Faktoren, die einen Einfluss sowohl auf die Entscheidung eines Unternehmens, Hierarchien abzubauen, als auch auf den Unternehmenserfolg ausüben. Eine solche zeitinvariante unbeobachtbare Heterogenität wird für gewöhnlich mittels eines Differenz-in-Differenzen (DiD) Ansatz oder eines kombinierten Matching-Differenz-in-Differenzen (MDiD) Ansatz berücksichtigt. Dazu wären allerdings Längsschnittdaten erforderlich. Leider stellt jedoch die Datenbasis der vorliegenden Studie, nämlich die Innovationsumfrage 2005 und die Qualifikationsumfrage 2000, kein Panel im engen Sinn dar, da das Ziel bei der Datenerhebung erklärtermassen nicht war, dieselben Unternehmen zu mehreren Zeitpunkten zu befragen. Viel-

mehr sollte sie als wiederholte Querschnitte angesehen werden. Daraus folgen zwei potenzielle Probleme:

1. Da die Überschneidung dieser Umfragen nur bei ca. 40 % liegt, ist zu erwarten, dass die daraus resultierende Stichprobengröße für die oben genannten Schätzverfahren nicht ausreicht. Technisch formuliert, könnten nicht genügend Freiheitsgrade zur Reduzierung der Varianz des Schätzers vorhanden sein.¹³
2. Wenn in der Organisationsumfrage systematisch andere Unternehmen teilnehmen als in der Innovationsumfrage, z.B. aufgrund der unterschiedlichen inhaltlichen Schwerpunkte der Umfragen, dann könnte daraus eine andere Verzerrung resultieren, d.h. die im kombinierten Datensatz befindlichen Unternehmen würden keine Zufallsstichprobe aus der Grundgesamtheit repräsentieren. Als Forscher muss man also abwägen, ob man einer Schätzung vertraut, die zwar einer Zufallsstichprobe relativ nahe kommt aber nicht für unbeobachtbare Faktoren kontrolliert (vgl. Tabelle 3 oben), oder aber einer Schätzung, bei der es sich andersherum verhält (vgl. Tabellen 4 und 5 unten).

Trotz dieser Einwände präsentiert dieses Unterkapitel Schätzungen nach dem MDiD-Ansatz (Heckman u.a. 1998), um für den Einfluss zeit-invarianter unbeobachtbarer Firmenheterogenität zu kontrollieren. Konventionelle DiD-Schätzer vergleichen die Differenz der Ergebnisse von betrachteten Unternehmen vor und nach dem Hierarchieabbau mit der entsprechenden Differenz von Kontrollunternehmen. Dadurch werden fixe Effekte eliminiert, sodass sie die Schätzergebnisse nicht mehr verzerren können. Der MDiD-Schätzer erweitert den DID-Schätzer, indem die Unternehmensergebnisse anhand der Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit (propensity score) definiert werden. Er vergleicht also die bedingte vorher-nachher-Differenz der Ergebnisse von betrachteten Unternehmen mit derjenigen von Kontrollunternehmen. Die identifizierende Annahme für die Schätzung von ATTs mittels MDiD lautet (Caliendo und Kopeinig 2008):

¹³ Da die Information über Regionen- und Branchenzugehörigkeit für alle Unternehmen, die von der KOF angeschrieben wurden, bekannt ist, tritt beim PSM, wo ja Regionen- und Branchendummies aus der Organisationsumfrage 2000 verwendet werden, kein Problem mit der Stichprobengröße auf. Anders verhält es sich bei den abhängigen Variablen. Informationen über die Wertschöpfung oder Lohnsumme sind nur für die Unternehmen bekannt, welche den Fragebogen ausgefüllt zurückgeschickt haben.

$$E(\ln VA_t^0 - \ln VA_t^1 | d = 1, P[Z]) = E(\ln VA_t^0 - \ln VA_t^1 | d = 0, P[Z]), \quad (7)$$

wobei t (t') die Periode nach (vor) dem Hierarchieabbau bezeichnet. Wie bereits weiter oben geschehen, werden auch hier die Unternehmenscharakteristika Z zu einer eindimensionalen Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit (propensity score) $P[Z]$ kombiniert. Die Analogie zur CMIA im Falle von PSM, vgl. Gleichung (4), ist beeindruckend. Die identifizierende Annahme für MDiD bedeutet, dass allgemeine Trends der Ergebnisvariable, hier: $\ln VA$, ohne Hierarchieabbau betrachtete und Kontrollunternehmen gleichermaßen betreffen (würden). Daneben müssen natürlich die anderen, weiter oben beschriebenen Annahmen zutreffen. Um MDiD umzusetzen, kann Gleichung (6) wie folgt erweitert werden (Muehler, Beckmann und Schauenberg 2007):

$$\Delta_{ATT}^{MDiD} = \sum_{i \in T} \{(\ln VA_{i,t} - \ln VA_{i,t'}) - \sum_{j \in C} \Lambda_{i,j} (\ln VA_{j,t} - \ln VA_{j,t'})\} \mathcal{L}_i, \quad (8)$$

wobei die Notation analog zur vorherigen ist. Rechnerisch erhält man den MDiD-Schätzer, indem man die Differenz zwischen der logarithmierten Wertschöpfung aus 2005 und 2000 auf die 0/1-Variable für den Hierarchieabbau und eine Konstante regressiert und dabei die Stichprobe verwendet, die auch beim PSM verwendet wurde (Muehler, Beckmann und Schauenberg 2007; Cameron und Trivedi 2006). Daher werden im Folgenden mehrere MDiD-Schätzer angegeben, die sich in Abhängigkeit vom zu Grunde liegenden Matchingalgorithmus ergeben. Wie bisher schon, so wird auch hier der logarithmierte Quotient aus Wertschöpfung und Lohnsumme, $\ln(VA/W)$, als alternative abhängige Variable verwendet.

Tabelle 4: MDiD-Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus

| Abhängige Variable | Ln(VA) | | Ln(VA/W) | |
|--------------------------|--------|---------|----------|---------|
| Nearest-neighbor (n = 4) | -0.070 | (0.566) | -0.072 | (0.481) |
| N | | 129 | | 126 |
| Nearest-neighbor (n = 1) | 0.042 | (0.834) | 0.033 | (0.856) |
| N | | 60 | | 59 |
| Radius (caliper = 0.01) | -0.008 | (0.926) | 0.040 | (0.555) |
| N | | 450 | | 433 |
| Radius (caliper = 0.005) | -0.009 | (0.921) | 0.036 | (0.607) |
| N | | 392 | | 390 |
| Kernel | -0.008 | (0.926) | 0.040 | (0.555) |
| N | | 450 | | 433 |
| LLR | 0.042 | (0.834) | 0.033 | (0.856) |
| N | | 60 | | 59 |

Hinweis: P-Werte in Klammern. */**/** geben Signifikanz auf dem 10/5/1%-Niveau an. LLR steht für lokale lineare Regression.

Quelle: Organisationsumfrage 2000, Innovationsumfrage 2005, eigene Berechnungen.

Tabelle 4 gibt die durch MDiD geschätzten ATTs an. Wie man sieht, ist keiner der geschätzten Effekte auch nur annähernd signifikant. Dies gilt für beide abhängigen Variablen und für alle für die Definition der Stichprobe verwendeten Matchingalgorithmen. Dieses Ergebnis scheint die oben formulierte Befürchtung zu bestätigen, die Überschneidung zwischen den Umfragen könnte für die Schätzung nicht gross genug sein.

Um die Überschneidung zwischen den Umfragen und in der Folge die Stichprobengrösse der MDiD-Schätzung zu erhöhen, folgt diese Studie dem Vorgehen in Arvanitis (2005). Danach wird die Technik der multiplen Imputation (Rubin 1987) verwendet, um die Anzahl fehlender Werte der abhängigen Variable zu verringern. Konkret werden fehlende Werte der logarithmierten Wertschöpfung resp. des logarithmierten Quotienten aus Wertschöpfung und Lohnsumme durch den Mittelwert aus fünf Ziehungen aus der Häufigkeitsverteilung der jeweiligen Variable ersetzt. Dies wird für die Jahre 2000 und 2005 getan.

Tabelle 5: MDiD-Schätzungen der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus auf Basis des imputierten Datensatzes

| Abhängige Variable | Ln(VA) | | Ln(VA/W) | |
|--------------------------|--------|---------|----------|---------|
| Nearest-neighbor (n = 4) | 0.081 | (0.528) | 0.157 | (0.173) |
| N | | 187 | | 190 |
| Nearest-neighbor (n = 1) | 0.139 | (0.445) | 0.137 | (0.426) |
| N | | 91 | | 91 |
| Radius (caliper = 0.01) | 0.058 | (0.569) | 0.133 | (0.151) |
| N | | 729 | | 727 |
| Radius (caliper = 0.005) | 0.058 | (0.566) | 0.130 | (0.163) |
| N | | 703 | | 708 |
| Kernel | 0.058 | (0.569) | 0.133 | (0.151) |
| N | | 729 | | 728 |
| LLR | 0.139 | (0.445) | 0.137 | (0.426) |
| N | | 91 | | 91 |

Hinweis: P-Werte in Klammern. */**/** geben Signifikanz auf dem 10/5/1%-Niveau an. LLR steht für lokale lineare Regression. Diese Schätzungen basieren auf dem imputierten Datensatz.

Quelle: Organisationsumfrage 2000, Innovationsumfrage 2005, eigene Berechnungen.

Tabelle 5 gibt die durch MDiD auf Basis des imputierten Datensatzes geschätzten ATTs an. Im Vergleich mit Tabelle 4 sieht man, dass sich die Stichprobengrösse, wie beabsichtigt, vergrössert hat. Darüber hinaus sind die geschätzten Koeffizienten deutlich weniger insignifikant. Insbesondere im Fall der Profitabilität (Effizienz) befinden sich die ATTs in der Nähe konventioneller Signifikanzniveaus, ohne jedoch tatsächlich signifikant zu sein. Jedoch verdient eine Beobachtung Beachtung. So ist die Grösse der durch MDiD geschätzten ATTs den durch PSM

geschätzten vergleichbar, nämlich 13.0 % bis 15.7 % (vgl. Tabelle 5) gegenüber 14.1 % bis 18.8 % (Tabelle 3). Es gibt also gute Gründe zu erwarten, dass die MDiD-Schätzergebnisse die OLS- und PSM- Schätzergebnisse der Erfolgswirkungen des Hierarchieabbaus bestätigen würden, wenn die Stichprobe noch grösser wäre als im Fall der imputierten Daten.

5. Schlussfolgerungen

Das Ziel der vorliegenden Studie war die empirische Untersuchung der Auswirkungen des Hierarchieabbaus auf die Performance von Schweizer Unternehmen. Zu diesem Zweck wurde die KOF Innovationsumfrage 2005 herangezogen, ein schweizweit repräsentativer Unternehmensdatensatz. Durch die Verwendung von Regressionen nach der Methode der kleinsten Quadrate (KQ) und des Verfahren des propensity score matching (PSM) ist diese Studie die erste, die auf der Basis eines grossen Datensatzes unter Verwendung statistisch-ökonomischer Methoden die direkten Nettoeffekte von Hierarchieabbau auf den wirtschaftlichen Unternehmenserfolg untersucht.

Die Ergebnisse zeigen, dass Hierarchieabbau die spätere Profitabilität (Effizienz) von Unternehmen um durchschnittlich 15 % erhöht, wenn man für den Einfluss einer möglichen Selektivität auf Basis beobachtbarer Faktoren kontrolliert. Die geschätzten positiven Performanceeffekte sind robust gegenüber der Verwendung verschiedener Kontrollvariablen für Unternehmenscharakteristika und Marktbedingungen (bei KQ) sowie gegenüber verschiedenen Matchingalgorithmen (bei PSM). Wird zusätzlich für den Einfluss von unbeobachtbaren zeit-invarianten Faktoren kontrolliert, so verlieren die geschätzten Erfolgswirkungen ihre Signifikanz, bleiben aber in der Grössenordnung ungefähr gleich. Dieser Sachverhalt ist auf eine zu geringe Stichprobengrösse zurückzuführen, die wiederum in der Gestalt der Datengrundlage ihren Ursprung hat.

Mit Bezug auf die theoretische Diskussion kann die Schlussfolgerung gezogen werden, dass im Durchschnitt die positiven Effekte des Hierarchieabbaus – wie z.B. ein besserer Informationsfluss, schnellere und komplexere Entscheidungen sowie eine erhöhte intrinsische Motivation der Mitarbeiter – gegenüber den negativen Effekten – wie z.B. der Verlust von Wissen und Qualifikation, das Auftreten des survivor syndrome und eine niedrigere extrinsische Motivation – überwiegen. Dennoch ist es für den Unternehmenspraktiker wichtig, mögliche negative

Wirkungen bereits bei der Planung im Vorfeld zu berücksichtigen und antizipativ geeignete Gegenmassnahmen zu ergreifen.

Der Hauptbeitrag der vorliegenden Studie besteht darin aufzuzeigen, dass der Trend zum Hierarchieabbau in den 1990er Jahren nicht nur ein reiner Managementtrend war. Vielmehr scheinen es flachere hierarchische Strukturen den Unternehmen tatsächlich zu ermöglichen, ihre komparativen Vorteile in der heutigen schnelllebigen und wissensintensiven Marktumgebung besser zu realisieren. In dieser Hinsicht stehen diese Ergebnisse in Einklang mit der ökonomisch orientierten Managementliteratur (Chandler 1962; Brickley, Smith und Zimmerman 2009) sowie mit der traditionellen industrieökonomischen Literatur (Bresnahan 1989).

Daneben scheint ein Hinweis auf die Turnierlohntheorie (Lazear und Rosen 1981) interessant. Die Tatsache, dass die geschätzten Produktivitätseffekte grösser sind als die geschätzten Profitabilitätseffekte, lässt vermuten, dass Unternehmen – angesichts des gesunkenen Optionswertes von Beförderungen in einer flacheren Hierarchie – die Löhne erhöhen müssen, um die Anreize zur Arbeitsanstrengung für Manager weiterhin aufrecht zu erhalten. Diese begründete Vermutung steht wiederum in Einklang mit den Ergebnissen von Bauer und Bender (2001), die herausgefunden haben, dass Hierarchieabbau das Lohnniveau und die Lohnspreizung innerhalb des Unternehmens erhöht.

Literaturverzeichnis

- Abadie, A.; Drukker, D.; Leber Herr, J.; Imbens, G.W. (2004): Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata. *Stata Journal* 1: 1–18.
- Abadie, A.; Imbens, G.W. (2002): Simple and bias-corrected matching estimators. NBER Technical Working Paper No. 0283, Cambridge, MA.
- Acemoglu, D.; Aghion, P.; Lelarge, C.; Reenen, J.; Zilibotti, F. (2007): Technology, Information, and the Decentralization of the Firm, in: *Quarterly Journal of Economics* 122(4): 1759-1799.
- Åhlström, P.; Karlsson, C. (2000): Sequences of manufacturing improvement initiatives: the case of delayering, in: *International Journal of Operations & Production Management* 20(11): 1259-1271.
- Armenakis, A.; Bedeian, A. (1999): Organizational Change: A Review of Theory and Research in the 1990s, in: *Journal of Management* 25(3): 293-315.
- Arvanitis, S. (2005): Modes of labor flexibility at firm level: Are there any implications for performance and innovation? Evidence for the Swiss economy, in: *Industrial & Corporate Change* 14(6): 993-1016.
- Augurzky, B.; Schmidt, C. (2001): The propensity score: a means to an end. IZA Discussion Paper No. 271.
- BCG (2004): Shaping Up: The Delayed Look, BCG Perspectives, October 2004.
- BCG (2006a): The Fallacy of the Player-Coach Model, BCG Opportunities for Action, April 2006.
- BCG (2006b): Global Delayering for Competitive Advantage, BCG Opportunities for Action, October 2006.
- Bauer, T.K.; Bender, S. (2001): Flexible Work Systems and the Structure of Wages: Evidence from Matched Employer-Employee Data, IZA Discussion Paper No. 353.
- Bresnahan, T.F. (1989): Empirical Studies of Industries with Market Power, in: Schmalensee, R.; Willig, R.D. (Ed.): *Handbook of Industrial Organization* (Volume II), Elsevier Science Publishers B.V.
- Brews, P.; Tucci, C. (2004): Exploring the Structural Effects of Internetworking, in: *Strategic Management Journal* 25(5): 429-451.
- Brickley, J.A.; Smith, C.W.; Zimmerman, J.L. (2009): *Managerial Economics and Organizational Architecture*, 5th ed., Boston: McGraw-Hill Irwin.

- Bryson, A.; Dorsett, R.; Purdon, S. (2002): The use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Active Labour Market Policies. Policy Studies Institute and National Centre for Social Research. Working Paper Number 4
- Caliendo, M.; Kopeinig, S. (2008): Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching, in: *Journal of Economic Surveys* 22(1): 31-72.
- Cameron, A.C.; Trivedi, P.K. (2006): *Microeconometrics – Methods and Applications*. Cambridge.
- Caroli, E.; Van Reenen, J. (2001): Skill-biased Organizational Change? Evidence from a Panel of British and French Establishments, in: *Quarterly Journal of Economics* 116(4): 1449-1492.
- Carzo Jr., R.; Yanouzas, J.N. (1969): Effects of Flat and Tall Organization Structure, in: *Administrative Science Quarterly* 14(2): 178-191.
- Carzo Jr., R.; Yanouzas, J.N. (1970): Justification for the Carzo-Yanouzas Experiment on Flat and Tall Structures. *Administrative Science Quarterly* 15(2): 235-241.
- Cascio, W.F. (1993): Downsizing: What Do We Know? What Have We Learned? In: *Academy of Management Executive* 7(1): 95-104.
- Chandler, A.D. (1962): *Strategy and Structure: Chapters in the History of the Industrial Enterprise*, Cambridge.
- Collins, P.; Ryan, L.; Matusik, S. (1999): Programmable Automation and the Locus of Decision-Making Power, in: *Journal of Management* 25(1): 29-53.
- Colombo, M.G.; Delmastro, M. (1999): Some stylized facts on organization and its evolution, in: *Journal of Economic Behavior & Organization* 40: 255-274.
- Colombo, M.G.; Delmastro, M. (2002): The Determinants of Organizational Change and Structural Inertia: Technological and Organizational Factors, in: *Journal of Economics & Management* 11(4): 595-635.
- Colombo, M.G.; Delmastro, M. (2008): *The Economics of Organizational Design: Theory and Empirical Insights*, Palgrave Macmillan.
- Cristini, A.; Gaj, A.; Labory, S.; Leoni, R. (2003): Flat Hierarchical Structure, Bundles of New Work Practices and Firm Performance, in: *Rivista Italiana degli Economisti* 8(2): 313-341.
- Datta, D.; Guthrie, J.; Basuil, D.; Pandey, A. (2010): Causes and Effects of Employee Downsizing: A Review and Synthesis, in: *Journal of Management* 36(1): 281-348.
- DiNardo, J.; Tobias, J. (2001): Nonparametric density and regression estimation, in: *Journal of Economic Perspectives* 15(4): 11-28.

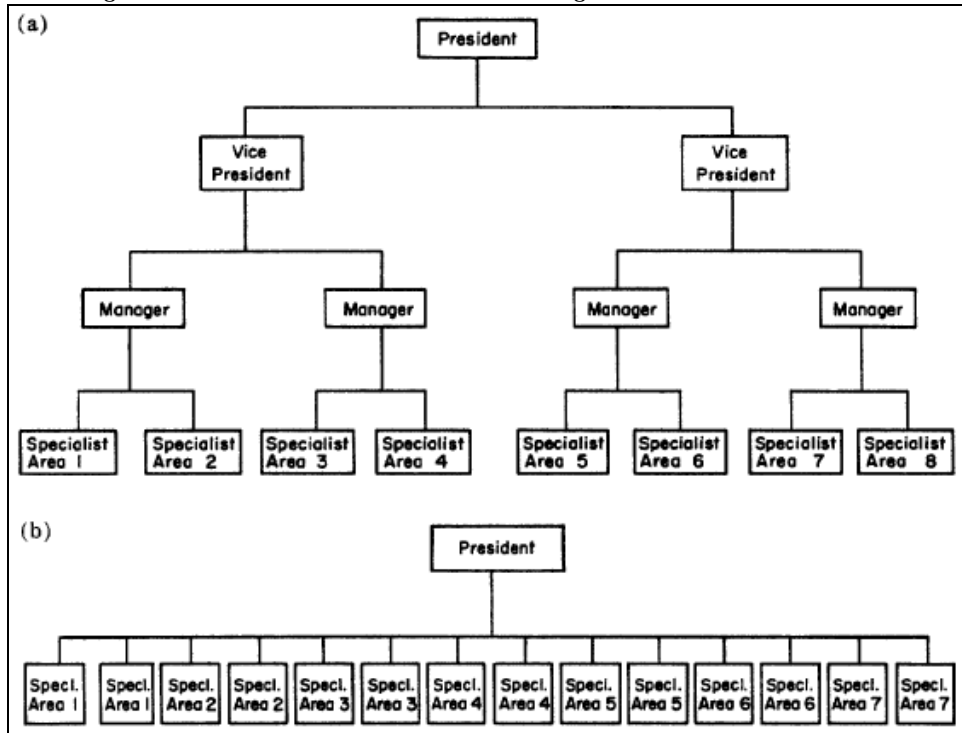
- Dopson, S.; Stewart, R. (1994): What is Happening to Middle Managers in Europe? Problems and Promises Associated with Their Changing Roles and Responsibilities, in: *The International Executive* 36(1): 55-78.
- Heckman, J.J.; Ichimura, H.; Todd, P.E. (1997): Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme, in: *Review of Economic Studies* 64: 605-654.
- Heckman, J.; Ichimura, H.; Smith, J.; Todd, P. (1998): Characterizing Selection Bias Using Experimental Data, in: *Econometrica* 66(5): 1017-1098.
- Heckman, J.J.; Ichimura, H.; Todd, P.E. (1998): Matching As An Econometric Evaluation Estimator, in: *Review of Economic Studies* 65(223): 261-294.
- Hummon, N. (1970): Criticism of "Effects of Flat and Tall Organization Structure", in: *Administrative Science Quarterly* 15(2): 230-234.
- Jost, P.-J. (2009): *Organisation und Koordination. Eine ökonomische Einführung.* 2nd ed., Gabler.
- Kettley, P. (1995): Is flatter better? Delaying the management hierarchy. The Institute for Employment Studies Report No. 290.
- Khandker, S.R.; Koolwal, G.B.; Samad, H.A. (2009): *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices.* Washington, D.C.: World Bank.
- Lazear, E.P.; Gibbs, M. (2009): *Personnel Economics in Practice*, 2nd ed., Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Lazear, E.; Rosen, S. (1981): Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts, in: *Journal of Political Economy* 89(5): 841-864.
- Littler, C.R.; Innes, P. (2004): The Paradox of Managerial Downsizing, in: *Organizational Studies* 25(7): 1159-1184.
- Littler, C.R.; Wiesner, R.; Dunford, R. (2003): The Dynamics of Delaying: Changing Management Structures in Three Countries, in: *Journal of Management Studies* 40(2): 225-256.
- McCann, L.; Morris, J.; Hassard, J. (2008): Normalized Intensity: The New Labour Process of Middle Management, in: *Journal of Management Studies* 45(2): 343-371.
- Michel, A.; Stegmaier, R.; Sonntag, K. (2010): I Scratch Your Back - You Scratch Mine. Do Procedural Justice and Organizational Identification Matter for Employees' Cooperation During Change? In: *Journal of Change Management* 10(1): 41-59.
- Muehler, G.; Beckmann, M.; Schauenberg, B. (2007): The returns to continuous training in Germany: new evidence from propensity score matching estimators, in: *Review of Managerial Science* 1(3): 209-235.

- Nikolowa, R. (2010): Supply of Skilled Labour and Organizational Change, in: *Labour Economics* 17: 514–522.
- Pfeifer, Ch. (2009): Homogene and heterogene Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells: Ein Verfahrensvergleich von Propensity Score Matching and linearer Regression, in: *Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* 3(1): 41-65.
- Rajan, R.G.; Wulf, J. (2006): The Flattening Firm: Evidence from Panel Data on the Changing Nature of Corporate Hierarchies, in: *The Review of Economics and Statistics* 88(4): 759-773.
- Rosenbaum, P.; Rubin, D.; (1983): The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, in: *Biometrika* 70: 41–50.
- Rousseau, D.M. (1989): Psychological and Implied Contracts in Organizations, in: *Employee Responsibilities and Rights Journal* 2(2): 121-139
- Rubin, D.B. (1987): *Multiple Imputation for Non-Response in Surveys*. John Wiley: New York.
- Ruigrok, W.; Pettigrew, A.; Peck, S.; Whittington, R. (1999): Corporate restructuring and new forms of organizing: Evidence from Europe, in: *Management International Review* 39(2): 41-64.
- Shaw, D.; Schneier, C. (1993): Making Organization Change Happen: The Keys to Successful Delaying, in: *Human Resource Planning* 16(1): 1-18.
- Smith, J.; Todd, P. (2005): Does matching overcome LaLonde's critique of non-experimental estimators? In: *Journal of Econometrics* 125(1–2): 305–353.
- Sohr, T. (2005): Wenn die Karriereleiter wegbricht: Fairness and der Abbau von Hierarchieebenen, in: *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research* 38(1): 68-86.
- Wang, L. (2007): *Ownership Structure and Organizational Size Dynamics: Evidence on Business Firms, 1993-2003*, Working Paper, San Francisco State University, College of Business.
- White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: *Econometrica* 48(4): 817-838.
- Whittington, R.; Pettigrew, A.; Peck, S.; Fenton, E.; Conyon, M. (1999): Change and Complementarities in the New Competitive Landscape: A European Panel Study, 1992-1996, in: *Organizational Science* 10(5): 583-600.

Anhang

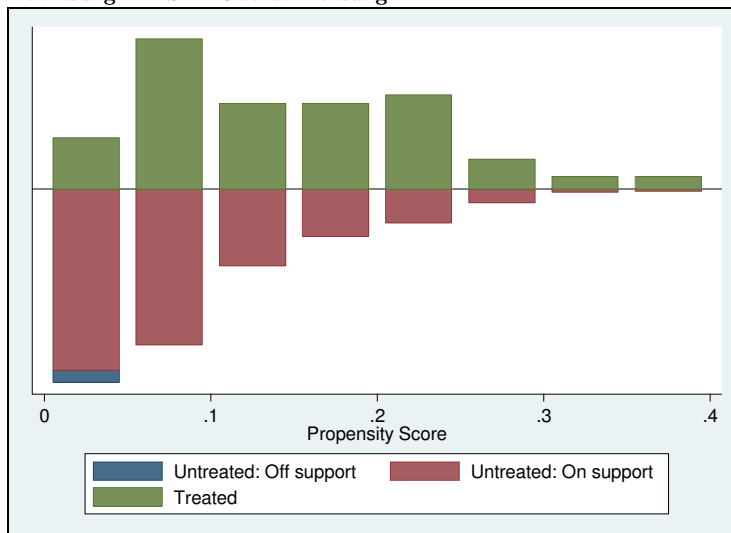
| | |
|---|------|
| Abbildung 1: Hierarchische Breite und Tiefe einer Organisation..... | VIII |
| Abbildung 2: PSM: Überschneidung | VIII |
| | |
| Tabelle A 1: Trend zum Hierarchieabbau | IX |
| Tabelle A 2: Beschreibende Statistiken..... | X |
| Tabelle A 3: Probit-Schätzungen der Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit (Propensity Scores) | XI |
| Tabelle A 4: Standardisierte Abweichungen..... | XII |

Abbildung 1: Hierarchische Breite und Tiefe einer Organisation



Quelle: Carzo und Yanouzas (1969).

Abbildung 2: PSM: Überschneidung



Quelle: Organisationsumfrage 2000, Innovationsumfrage 2005, eigene Berechnungen.

Tabelle A 1: Trend zum Hierarchieabbau

| Quelle | Datensatz | Zeitraum | Ergebnisse |
|-------------------------------------|--|--------------|---|
| Colombo und Delmastro (1999, 2008) | 438 italienische verarbeitende Betriebe mit mehr als zehn Angestellten (geschichtet nach Branche, Region und Grösse) | 1989-1997 | 74% (65%, 36%) der Betriebe mit 6 (5, 4) Hierarchieebenen haben mind. 1 Ebene abgebaut; Leitungsspanne grosser Betriebe (> 500 Angestellte) wuchs von 8.74 auf 12.51. |
| Whittington u.a. (1999) | nichtrepräsentative ¹⁴ Umfrage unter 450 westeuropäischen mittleren und grossen Unternehmen (d.h. mit 500 oder mehr Angestellten) | 1992-1996 | 30% haben mind. 1 Hierarchieebene abgebaut ¹⁵ ; Durchschnittliche Anzahl an Führungsstufen zwischen dem CEO und den Divisionsmanagern ging zurück von 3.6 auf 3.3. |
| Rajan und Wulf (2006) | 300 grosse US-amerikanische Unternehmen (balanciertes Panel: N = 51) | 1986-1998 | Durchschnittliche Anzahl an Stellen zwischen dem CEO und den Divisionsmanagern ging um 25% zurück; Durchschnittliche (Median) Anzahl an Managern, die dem CEO direkt unterstellt sind, wuchs von 4.4 (4) auf 8.2 (7). |
| Littler, Wiesner und Dunford (2003) | Grossbritannien, 150 Arbeitgeber | 1987-1992 | 68% dieser Organisationen haben Hierarchien abgebaut oder eine andere Form der Restrukturierung durchgeführt. |
| | Grossbritannien, 150 Arbeitgeber | Späte 1990er | 34% der Organisationen haben Hierarchien abgebaut. |
| | 2'964 Organisationen mit 50 oder mehr Angestellten in Südafrika, Australien oder Neuseeland | 1994-1996 | 45.5% der Organisationen in Südafrika haben Hierarchien abgebaut, 44% in Australien und 37.5% in Neuseeland. |
| Littler und Innes (2004) | 4'153 australische Unternehmen ¹⁶ | 1990-1999 | Leitungsspanne wuchs von 11.38 auf 14.41. |

Quelle: Eigene Zusammenstellung.

¹⁴ Laut den Autoren wurden Fragebögen an die grössten 1'500 Unternehmen im Vereinigten Königreich und zu 2'000 Unternehmen in anderen Ländern verschickt. Es ist zwar keine umfassende Liste vorhanden, aber zumindest folgende Ländern scheinen beinhaltet zu sein: Deutschland, Frankreich, Spanien, Italien, die Niederlande und ein oder mehrere skandinavische Länder. Die Stichprobe ausserhalb des Vereinigten Königreichs ist proportional zum BIP der jeweiligen Länder bezogen worden. Die generelle Rücklaufquote beträgt 13.1%.

¹⁵ Ruigrok u.a. (1999) verwenden denselben Datensatz und stellen dem Leser detailliertere Informationen zur Verfügung. Das Ausmass des Hierarchieabbaus variiert zwischen den Ländern. Zum Beispiel sind es im Vereinigten Königreich 28%, in deutschsprachigen Ländern 32%, in Südeuropa 29% und in Nordeuropa 33%.

¹⁶ Die von Littler und Innes (2004) verwendeten Daten schliessen den öffentlichen Sektor aus, überrepräsentieren das verarbeitende Gewerbe und beinhalten keine kleinen und mittleren Unternehmen.

Tabelle A 2: Beschreibende Statistiken

| Variable | N | Mittelwert | Standard- abweichung | Minimum | Maximum |
|-----------------|-------|------------|-------------------------|---------|---------|
| <i>ln(VA/W)</i> | 1'025 | -4.053 | 0.423 | -4.605 | -0.010 |
| <i>lnVA</i> | 1'066 | 16.54 | 1.33 | 13.605 | 23.591 |
| <i>lnK</i> | 1'066 | 13.46 | 1.89 | 2.303 | 24.750 |
| <i>lnL</i> | 1'066 | 4.63 | 1.11 | 0 | 10.575 |
| <i>delayer</i> | 1'066 | 0.10 | 0.30 | 0 | 1 |
| <i>down</i> | 1'066 | 0.42 | 0.49 | 0 | 1 |
| <i>decentr</i> | 1'066 | 0.36 | 0.48 | 0 | 1 |
| <i>level</i> | 1'066 | 2.52 | 1.21 | 0 | 15 |
| <i>foreign</i> | 1'066 | 0.17 | 0.37 | 0 | 1 |
| <i>skilled</i> | 1'066 | 20.17 | 18.27 | 0 | 100 |
| <i>train</i> | 1'066 | 28.68 | 27.94 | 0 | 100 |
| <i>ICT01</i> | 1'066 | 0.48 | 0.50 | 0 | 1 |
| <i>export</i> | 1'066 | 25.97 | 35.29 | 0 | 100 |
| <i>compet01</i> | 1'066 | 0.39 | 0.49 | 0 | 1 |
| <i>intens01</i> | 1'066 | 0.43 | 0.49 | 0 | 1 |
| <i>founded</i> | 1'066 | 1942.29 | 46.34 | 1350 | 2005 |

Hinweis: Berechnung beschränkt auf die Stichprobe der KQ-Schätzung (abhängige Variable: *lnVA*).

Regionale und Branchendummies werden aus Platzgründen nicht dargestellt.

Quelle: Innovationsumfrage 2005, eigene Berechnungen.

Tabelle A 3: Probit-Schätzungen der Hierarchieabbau-Wahrscheinlichkeit (Propensity Scores)

| Abhängige Variable: Delayering (probit-Schätzung) | | | | |
|---|-----------|---------|-----------|---------|
| Ergebnisvariable für 2. Stufe: | Ln(VA) | | Ln(VA/W) | |
| <i>decentr</i> | 0.597*** | (0.000) | 0.599*** | (0.000) |
| <i>down</i> | 0.409*** | (0.000) | 0.441*** | (0.000) |
| <i>reg002</i> | 0.011 | (0.954) | -0.014 | (0.941) |
| <i>reg003</i> | 0.010 | (0.961) | -0.011 | (0.955) |
| <i>reg004</i> | 0.118 | (0.523) | 0.145 | (0.436) |
| <i>reg005</i> | -0.135 | (0.490) | -0.180 | (0.366) |
| <i>reg006</i> | -0.040 | (0.862) | -0.028 | (0.901) |
| <i>reg007</i> | -0.184 | (0.536) | -0.200 | (0.504) |
| <i>sec002</i> | -0.150 | (0.399) | -0.131 | (0.467) |
| <i>sec003</i> | -0.139 | (0.384) | -0.215 | (0.201) |
| <i>sec004</i> | -0.480 | (0.152) | -0.408 | (0.235) |
| <i>sec005</i> | 0.100 | (0.660) | 0.021 | (0.930) |
| <i>sec006</i> | 0.251 | (0.156) | 0.243 | (0.175) |
| <i>sec007</i> | 0.077 | (0.774) | -0.085 | (0.770) |
| <i>Konstante</i> | -1.740*** | (0.000) | -1.731*** | (0.000) |
| N | 1'242 | | 1'191 | |
| Pseudo R2 | 0.0843 | | 0.0892 | |
| chi2(14) | 67.22 | | 68.67 | |
| Prob > chi2 | 0.000 | | 0.000 | |
| Log likelihood | -365.287 | | -350.417 | |

Hinweis: P-Werte in Klammern. ***/** geben Signifikanz auf dem 10/5/1%-Niveau an.

Quelle: Organisationsumfrage 2000 (*reg002-reg007*, *sec002-sec007*), Innovationsumfrage 2005 (*delayer*, *decentr*, *down*), eigene Berechnungen.

Tabelle A 4: Standardisierte Abweichungen

| | Stichprobe | Mittelwert | | % Abweichung | % Reduzierung Abweichung |
|----------------|------------|-------------------------|---------------------|--------------|------------------------------|
| | | Betrachtete Unternehmen | Kontrollunternehmen | | |
| <i>decentr</i> | vor match | 0.615 | 0.316 | 62.6 | |
| | nach match | 0.615 | 0.607 | 1.7 | 97.3 |
| <i>down</i> | vor match | 0.631 | 0.404 | 46.7 | |
| | nach match | 0.631 | 0.643 | -2.5 | 94.6 |
| <i>reg002</i> | vor match | 0.205 | 0.215 | -2.5 | |
| | nach match | 0.205 | 0.162 | 10.5 | -319.4 |
| <i>reg003</i> | vor match | 0.148 | 0.150 | -0.7 | |
| | nach match | 0.148 | 0.205 | -16.1 | -2233.3 |
| <i>reg004</i> | vor match | 0.246 | 0.192 | 13.0 | |
| | nach match | 0.246 | 0.240 | 1.5 | 88.6 |
| <i>reg005</i> | vor match | 0.156 | 0.183 | -7.3 | |
| | nach match | 0.156 | 0.164 | -2.2 | 70.0 |
| <i>reg006</i> | vor match | 0.090 | 0.090 | 0.0 | |
| | nach match | 0.090 | 0.080 | 3.6 | -69900.0 |
| <i>reg007</i> | vor match | 0.033 | 0.046 | -7.0 | |
| | nach match | 0.033 | 0.035 | -1.0 | 85.0 |
| <i>sec002</i> | vor match | 0.082 | 0.143 | -19.3 | |
| | nach match | 0.082 | 0.080 | 0.7 | 96.6 |
| <i>sec003</i> | vor match | 0.131 | 0.153 | -6.2 | |
| | nach match | 0.131 | 0.127 | 1.2 | 81.0 |
| <i>sec004</i> | vor match | 0.016 | 0.046 | -17.3 | |
| | nach match | 0.016 | 0.020 | -2.4 | 86.4 |
| <i>sec005</i> | vor match | 0.066 | 0.042 | 10.5 | |
| | nach match | 0.066 | 0.045 | 9.1 | 13.2 |
| <i>sec006</i> | vor match | 0.123 | 0.083 | 13.1 | |
| | nach match | 0.123 | 0.150 | -8.8 | 33.3 |
| <i>sec007</i> | vor match | 0.041 | 0.039 | 0.9 | |
| | nach match | 0.041 | 0.025 | 8.3 | -865.5 |

Hinweis: Diese Tabelle bezieht sich auf die probit-Schätzung der Produktivitätsstichprobe, wobei das Matching im zweiten Schritt mittels nearest-neighbor matching ($n = 4$) durchgeführt wird, d.h. auf die mittleren Spalten von Tabelle A3. "vor (nach) match" bezeichnet die Stichprobe vor (nach) dem Matching.

Quelle: Organisationsumfrage 2000 (*reg002-reg007*, *sec002-sec007*), Innovationsumfrage 2005 (*delayer*, *decentr*, *down*), eigene Berechnungen.