

Wer wird subventioniert?

Wagner, Joachim

Publication date:
2009

Document Version
Verlags-PDF (auch: Version of Record)

[Link to publication](#)

Citation for pulished version (APA):

Wagner, J. (2009). *Wer wird subventioniert? Subventionen in deutschen Industrieunternehmen 1999 - 2006*. (Working paper series in economics; Nr. 110). Institut für Volkswirtschaftslehre der Universität Lüneburg.

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Wer wird subventioniert?
Subventionen in deutschen Industrieunternehmen
1999 – 2006

von
Joachim Wagner

University of Lüneburg
Working Paper Series in Economics

No. 110

Januar 2009

www.leuphana.de/vwl/papers

ISSN 1860 - 5508

Wer wird subventioniert?

Subventionen in deutschen Industrieunternehmen 1999 – 2006*

Joachim Wagner

Zusammenfassung

Mit einem neu verfügbaren repräsentativen Längsschnittdatensatz für 1999 bis 2006 dokumentiert die vorliegende Studie erstmals umfassend für deutsche Industrieunternehmen die Verbreitung von subventionierten und nicht subventionierten Unternehmen in West- und Ostdeutschland und die Unterschiede zwischen beiden Gruppen. Der Anteil der subventionierten Unternehmen an allen Industrieunternehmen war in jedem betrachteten Jahr in Ostdeutschland deutlich höher als in Westdeutschland. Die Verteilung der Subventionen pro Kopf in den Unternehmen ist dabei in beiden Teilen Deutschlands linkssteil – viele subventionierte Unternehmen erhalten geringe Beträge, bei wenigen sind es (zum Teil sehr) hohe Beträge. Subventionierte und nicht subventionierte Unternehmen unterscheiden sich zum Teil deutlich hinsichtlich Größe, Produktivität, Humankapitalintensität, Rentabilität und Forschungs- und Entwicklungsintensität. Nach den hier vorgestellten Befunden werden Unternehmen subventioniert, die bereits vor Beginn der Subventionszahlungen intensiver als andere Unternehmen im Bereich Forschung und Entwicklung tätig waren. Für einen positiven kausalen Effekt der Subventionen auf eine der unterschiedlichen betrachteten Dimensionen der Unternehmensperformance finden sich keine Hinweise.

JEL-Klassifikation: H20, L60

Schlüsselwörter: Subventionen, Industrieunternehmen, Deutschland

* Alle Berechnungen wurden im Forschungsdatenzentrum des Landesbetriebes für Statistik und Kommunikationstechnologie Niedersachsen in Hannover durchgeführt. Ich danke Rita Hoffmeister für die Aufbereitung des Datensatzes und die technische Abwicklung.

Prof. Dr. Joachim Wagner
Leuphana Universität Lüneburg
Institut für Volkswirtschaftslehre
Postfach 2440
21314 Lüneburg
e-mail: wagner@leuphana.de

„Mit Hilfe einer Millionenspritze des Landes Schleswig-Holstein entwickelt die Flensburger Brauerei einen neuen Bügelverschluss für ihre Bierflaschen. Der ‚Plop‘ Verschluss solle länger halten und einfacher zu handhaben sein, teilte das Kieler Wirtschaftsministerium gestern mit. Es fördert das Projekt mit 1,5 Millionen Euro.“

Holsteinischer Courier, 27. September 2007, S. 1

1. Motivation

Subventionen in Form von Finanzhilfen und Steuervergünstigungen durch den Staat (Bund, Länder, Gemeinden, Europäische Union) sind eine in der wissenschaftlichen und wirtschaftspolitischen Diskussion intensiv diskutierte Form staatlicher Eingriffe. Die genaue Abgrenzung von Subventionen ist dabei ebenso Gegenstand von Debatten wie Angaben zur Höhe der gesamten Subventionen in einem Jahr (vgl. hierzu Thöne und Röhl 2005; Boss und Rosenschon 2006).

Unstrittig ist, dass Subventionen, die selektiv einzelne Unternehmen begünstigen, Marktergebnisse verglichen mit einer Situation ohne Subventionen verändern. Das diesem Beitrag vorangestellte Beispiel illustriert dies – das subventionierte Unternehmen wird bei einer hoch subventionierten erfolgreichen Entwicklung eines neuen Produkts einen Wettbewerbsvorteil gegenüber seinen Konkurrenten realisieren können. Umfassende empirische Analysen zum Ausmaß der Subventionen an Unternehmen, zu Unterschieden zwischen subventionierten und nicht subventionierten Firmen sowie zu den Wirkungen dieser staatlichen Unterstützungen auf verschiedenen Dimensionen des Unternehmenserfolgs fehlen allerdings – sieht man von Untersuchungen über die Förderung von Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten in einigen Jahren ab - bisher für Deutschland.¹

Angeichts der Tatsache, dass laut dem neuesten Subventionsbericht der Bundesregierung im Jahr 2008 allein für Finanzhilfen des Bundes und für Steuervergünstigungen 21,5 Milliarden Euro aufgewendet wurden (vgl. Bundesregierung 2007) ist diese fehlende Transparenz und Erfolgskontrolle bedauerlich. Die Notwendigkeit einer umfassenden Wirkungskontrolle der Subventionen und die hier für Deutschland bestehende Forschungslücke wird auch von der Bundesregierung betont, wobei von ihr gleichzeitig auf die hierbei auftretenden Schwierigkeiten hingewiesen wird, die sich aus der fehlenden

¹ Vgl. zu Forschungs- und Entwicklungssubventionen in Deutschland Czarnitzki et al. (2003), Hussinger (2008) und Institut für Wirtschaftsforschung Halle - IWH (2008).

Beobachtbarkeit der Situation ohne Subventionen ergeben (vgl. Bundesregierung 2007, Ziffer 109).

Diese Forschungslücke ist auch eine Folge davon, dass Wissenschaftler bis vor kurzer Zeit nur stark eingeschränkt Zugang zu Informationen über die Höhe der an einzelne Unternehmen gezahlten Subventionen hatten. Für Deutschland ist in jüngster Zeit ein deutlicher Fortschritt bei den Möglichkeiten zur Nutzung von vertraulichen Daten aus Erhebungen der amtlichen Statistik zu verzeichnen; diese können in ständig wachsendem Umfang einfach und kostengünstig durch externe Wissenschaftler in den Forschungsdatenzentren der Datenproduzenten ausgewertet werden (vgl. als Überblick Kaiser und Wagner 2008). Einer dieser neu zugänglichen Datensätze enthält die Angaben aus den jährlichen Kostenstrukturhebungen in Industrieunternehmen, in denen u. a. die Höhe der an die Unternehmen gezahlten Subventionen erfasst wird. Damit ist es erstmals möglich, das Ausmaß der Subventionen auf der Mikroebene der einzelnen Unternehmen umfassend zu dokumentieren sowie Bestimmungsgründe und Folgen von Subventionen zumindest in Ansätzen zu untersuchen. Im Abschnitt 2 wird diese Datenbasis vorgestellt. Abschnitt 3 enthält deskriptive Befunde zum Anteil subventionierter Unternehmen und den Subventionen pro Kopf getrennt nach West- und Ostdeutschland sowie für Unternehmen aus unterschiedlichen Größenklassen für die Jahre von 1999 bis 2006. Abschnitt 4 dokumentiert Unterschiede zwischen subventionierten und nicht subventionierten Unternehmen. Im Abschnitt 5 wird geprüft, welche Eigenschaften dazu führen, dass ein Unternehmen Subventionen erhält. Abschnitt 6 ist ein Ansatz einer Abschätzung der Folgen von Subventionen für unterschiedliche Dimensionen der Unternehmensperformance, der allerdings aufgrund der Datenlage nur erste vorläufige Hinweise geben kann. Abschnitt 7 fasst die Ergebnisse zusammen und zieht Schlussfolgerungen.

2. Datenbasis und Erfassung der Subventionen

Die in dieser Studie verwendeten Unternehmensdaten stammen aus der von den statistischen Ämtern durchgeführten *Kostenstrukturhebung im Verarbeitenden Gewerbe, im Bergbau sowie in der Gewinnung von Steinen und Erden (KSE)*. Für diese Erhebung wird jährlich eine nach Industrien und Größenklassen geschichtete Stichprobe von rund 18.000 Unternehmen befragt, wobei alle Unternehmen ab 500

Beschäftigten in jeder Befragung erfasst werden und für die kleineren Unternehmen mit 20 bis 499 Beschäftigten eine Stichprobe gezogen wird, die nach vier Jahren durch eine andere ersetzt wird. Die Daten aus den jährlichen Erhebungen wurden über die einheitliche Unternehmensnummer zu einem Paneldatensatz verknüpft; der Datensatz umfasst die Jahre von 1999 bis 2006, wobei die Unternehmen mit weniger als 500 Beschäftigten wegen des Stichprobendesigns nur entweder in den Jahren 1999 bis 2002 oder in den Jahren 2003 bis 2006 im Panel enthalten sind.² Alle empirischen Untersuchungen werden daher getrennt für diese beiden Zeiträume durchgeführt. Die Betrachtung wird dabei auf das Verarbeitende Gewerbe (das im Folgenden als Industrie bezeichnet wird) beschränkt; der bekannt hoch subventionierte Bereich Bergbau wird damit nicht einbezogen.

Unter Subventionen sind in der KSE laut Erläuterungen zum Fragebogen zu melden „Zuwendungen, die Bund, Länder und Gemeinden oder Einrichtungen der Europäischen Gemeinschaften ohne Gegenleistung an das Unternehmen für Forschungs- und Entwicklungsvorhaben (soweit nicht spezielle Auftragsforschung für den Staat) oder für laufende Produktionszwecke gewähren, um

- die Produktionskosten zu verringern und/oder
- die Verkaufspreise der Erzeugnisse zu senken und/oder
- eine hinreichende Entlohnung der Produktionsfaktoren zu ermöglichen“ (vgl. Statistisches Bundesamt 2007).

In dieser Untersuchung werden darüber hinaus die folgenden Informationen aus der KSE verwendet: Sitz des Unternehmens in West- oder Ostdeutschland; Wirtschaftszweig des Unternehmens (4-Steller); tätige Personen insgesamt Ende September eines Jahres; Arbeitsproduktivität (definiert als Gesamtleistung pro tätige Person, wobei die Gesamtleistung dem um Bestandsveränderungen an unfertigen und fertigen Erzeugnissen aus eigener Produktion bereinigten und um selbst erstellte Anlagen ergänzten Gesamtumsatz entspricht); Bruttogehalts- und Bruttolohnsumme pro tätige Person (als Proxy-Variable für den Humankapitaleinsatz im Unternehmen); Umsatzrendite (berechnet als Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten abzüglich Bruttogehalts- und Bruttolohnsumme sowie gesetzliche und sonstige Sozialkosten bezogen auf die Gesamtleistung); Forschungs- und Entwicklungsintensität

²Weiterführende Informationen zur Kostenstrukturerhebung finden sich in Statistisches Bundesamt (2007) sowie Fritsch et al. (2004). Die Daten sind vertraulich, können aber von Wissenschaftlern auf der Grundlage eines Nutzungsvertrages innerhalb der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter ausgewertet werden; vgl. Zühlke et al. (2004).

(gemessen als Aufwendungen für innerbetriebliche Forschung und Entwicklung insgesamt – Personal- und Sachkosten sowie Investitionen – pro tätiger Person).

3. Subventionen in deutschen Industrieunternehmen: Deskriptive Befunde

Angaben zum Anteil der subventionierten Unternehmen an allen Unternehmen, die im jeweiligen Jahr in der KSE erfasst wurden, sowie zu Mittelwert und Median der Subventionen pro Kopf in subventionierten Unternehmen finden sich für die Jahre 1999 bis 2006 für West- bzw. Ostdeutschland in den Tabellen 1 und 2. In den Tabellen sind diese Informationen auch getrennt nach den Unternehmen aus vier Größenklassen (weniger als 50 tätige Personen, 50 bis 249, 250 bis 499 sowie 500 und mehr tätige Personen) enthalten.

[Tabelle 1 und Tabelle 2 hier in der Nähe einfügen]

Der Anteil der subventionierten Unternehmen an allen Industrieunternehmen war in jedem betrachteten Jahr in Ostdeutschland deutlich höher als in Westdeutschland; 1999 betrugen die Werte 23,27 Prozent bzw. 3,74 Prozent, 2006 waren es 17,27 Prozent verglichen mit 3,35 Prozent. Diese ausgeprägten Unterschiede zeigen, dass eine Untersuchung der Subventionen getrennt für West- und Ostdeutschland durchgeführt werden muss.

In Westdeutschland ist der Anteil der subventionierten Unternehmen über den betrachteten Zeitraum nahezu konstant geblieben. Gleichzeitig nahmen die (in jeweils laufenden Preisen gemessenen) Subventionen pro Kopf in den subventionierten Unternehmen deutlich ab – der Wert sank von 1999 bis 2006 auf weniger als die Hälfte. Der Anteil von Unternehmen mit Subventionen steigt mit steigender Beschäftigtenzahl, er liegt in der Klasse der Unternehmen mit 500 und mehr Beschäftigten 2006 mit 8,71 Prozent rund fünf mal so hoch wie in der Klasse der Unternehmen mit bis zu 50 Beschäftigten. Misst man die Subventionsintensität in den subventionierten Unternehmen anhand des Mittelwertes der Subventionen pro Kopf, dann ist kein klares Muster über die vier Größenklassen zu erkennen; allerdings ist dieser Wert in allen Jahren für die Unternehmen aus der kleinsten Größenklasse am höchsten und für die Unternehmen aus der höchsten Klasse am größten.

Für Ostdeutschland erhalten wir ein hiervon abweichendes Bild. Der Anteil subventionierter Unternehmen an allen Unternehmen sinkt kontinuierlich von 23,27 Prozent im Jahr 1999 auf 17,27 Prozent im Jahr 2006. Auch hier finden wir eine Abnahme der Subventionen pro Kopf über die Zeit, der aber wesentlich schwächer ausgeprägt ist als in Westdeutschland. Anders als in Westdeutschland steigt in Ostdeutschland der Anteil subventionierter Unternehmen auch nicht über die Größenklassen an.

Die Tabellen 1 und 2 zeigen, dass sowohl in West- als auch in Ostdeutschland der Mittelwert der Subventionen pro Kopf in jedem Jahr ein Vielfaches des Medianwertes beträgt. Die Verteilung der Subventionen pro Kopf ist demnach nicht symmetrisch. Für 2006, das letzte Jahr des Beobachtungszeitraums, wird dies in Abbildung 1 für Westdeutschland und in Abbildung 2 für Ostdeutschland anhand einer Kerndichteschätzung illustriert. Hier zeigt sich deutlich, dass die Verteilung der Subventionen pro Kopf linkssteil ist – viele Unternehmen erhalten geringe Beträge, bei wenigen sind es (zum Teil sehr) hohe Beträge. Das Maximum beträgt in Westdeutschland etwas weniger als 50.000€, in Ostdeutschland liegt dieser Wert bei etwas über 30.000€.³

[Abbildung 1 und Abbildung 2 hier in der Nähe einfügen]

Für diejenigen Unternehmen, für die im Datensatz Angaben für jedes Jahr zwischen 1999 und 2002 bzw. 2003 und 2006 vorliegen, lassen sich Subventionsmuster erstellen – z. B. subventioniert im Jahr 1999, nicht subventioniert in den Jahren 2000 und 2001, dann wieder subventioniert im Jahr 2002. Solche Muster lassen sich anschaulich als Abfolge von Einsen (Jahre, in denen das Unternehmen Subventionsempfänger war) und Nullen (Jahre, in denen das nicht der Fall war) darstellen – in dem Beispiel als 1001. Tabelle 3 und Tabelle 4 zeigen, wie viele west- bzw. ostdeutsche Unternehmen in den beiden Vier-Jahres-Perioden jeweils eines dieser Muster aufweisen.

[Tabelle 3 und Tabelle 4 hier in der Nähe einfügen]

³ Die genauen Werte der Maximalbeträge unterliegen, da es sich um Einzelangaben für jeweils ein Unternehmen handelt, der Geheimhaltung. Die Abbildungen der Kerndichteschätzungen für die anderen hier betrachteten Jahre sind den abgedruckten Abbildungen sehr ähnlich; sie können auf Anfrage vom Verfasser bezogen werden.

Man sieht, dass in Westdeutschland im Zeitraum von 1999 bis 2002 93,63 Prozent aller in diese Untersuchung einbezogenen Unternehmen in keinem der betrachteten Jahre subventioniert waren (Muster 0000), während 1,2 Prozent in jedem Jahr subventioniert wurden (Muster 1111). Für den Zeitraum von 2003 bis 2006 beobachten wir ähnliche Werte (93,92 bzw. 1,43 Prozent). Damit sind die Subventionsmuster über die Zeit bemerkenswert stabil – bei rund 95 Prozent aller erfassten Unternehmen ändert sich der Status nicht. Der Schritt vom Subventionsempfänger zum nicht subventionierten Unternehmen oder umgekehrt ist ein seltenes Ereignis, Zustandswechsel in Form eines Musters 0101 oder 1010 sind kaum anzutreffen.

Im Vergleich hierzu sind Zustandswechsel in Ostdeutschland häufiger zu beobachten. Hier sind nur 75 Prozent der Unternehmen über den jeweiligen Beobachtungszeitraum hinweg entweder niemals subventioniert (rund zwei Drittel) oder immer subventioniert (12 Prozent im Zeitraum 1999 – 2002, 8.5 Prozent im Zeitraum 2003 – 2006).

Diese absolut betrachten geringe Anzahl der Zustandswechsler in beiden Teilen Deutschlands hat auch Folge, dass sich empirische Untersuchungen der Bestimmungsgründe und Wirkungen des Übergangs von einem nicht subventionierten zu einem subventionierten Unternehmen oder umgekehrt nur auf Informationen aus vergleichsweise wenigen Unternehmen stützen können.

4. Unterschiede zwischen subventionierten und nicht subventionierten Unternehmen

Wie unterscheiden sich subventionierte von nicht subventionierten Unternehmen? Sind subventionierte Unternehmen im Durchschnitt größer, produktiver, humankapitalintensiver, forschungs- und entwicklungsintensiver und rentabler – oder trifft das Gegenteil zu? Mit dem vorliegenden Datensatz kann dies empirisch überprüft werden. Hierzu werden neben einem Vergleich der Mittelwerte der Unternehmensmerkmale für die beiden Gruppen subventionierter und nicht subventionierter Unternehmen Regressionen mit gepoolten Daten für jeden der beiden Vier-Jahres-Zeiträume und getrennt nach West- und Ostdeutschland gerechnet, in denen jeweils eine Kenngröße der Unternehmen (Beschäftigtenzahl zur

Abbildung der Größe; Umsatz pro Kopf als Kennziffer für die Arbeitsproduktivität; Lohn- und Gehaltssumme pro Kopf als Maß für die Humankapitalintensität; Verhältnis der Forschungs- und Entwicklungsaufwendungen zum Umsatz; Umsatzrendite) die endogene Variable ist. Als exogene Variable werden neben einer Konstanten und Dummy-Variablen für die einzelnen Jahre in einem ersten Modell eine Dummy-Variable mit dem Wert Eins für subventionierte Unternehmen und Null für nicht subventionierte Unternehmen einbezogen. In einem zweiten Modell werden daneben Dummy-Variablen für die Industrien (auf der sehr detaillierten Ebene der WZ-4-Steller) aufgenommen, um damit die Niveauunterschiede zwischen den Industrien zu berücksichtigen. Ein drittes Modell enthält statt der Dummy-Variablen für subventionierte Unternehmen die Subventionen pro Kopf, um so Zusammenhänge zwischen der Subventionsintensität und den Unternehmensmerkmalen (bei Kontrolle für die WZ-4-Steller) zu erfassen.⁴

Die Ergebnisse finden sich für Westdeutschland in Tabelle 5. Subventionierte Unternehmen sind demnach im Durchschnitt größer, produktiver, humankapitalintensiver und forschungs- und entwicklungsintensiver als nicht subventionierte Unternehmen; im ersten der beiden Untersuchungszeiträume weisen sie auch eine höhere durchschnittliche Umsatzrendite auf. Das Modell (1) ist ein Test auf die statistische Signifikanz dieser Unterschiede. Bis auf den geschätzten Koeffizienten der Dummy-Variable für subventionierte Unternehmen im Modell mit der Umsatzrendite als endogener Variable sind alle anderen geschätzten Regressionskoeffizienten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 0.001 statistisch signifikant von Null verschieden. Die Regressionskoeffizienten der Modelle für die Beschäftigtenzahl, die Arbeitsproduktivität und die Humankapitalintensität können näherungsweise als prozentuale Unterschiede zwischen subventionierten

⁴ Es ist wichtig zu verstehen, dass die für die Schätzung verwendeten empirischen Modelle keine Modelle zur Erklärung der jeweiligen endogenen Variable (z. B. der Arbeitsproduktivität oder der Rendite) sein sollen – der Datensatz dieser Untersuchung ist für eine solche Modellierung nicht informationsreich genug. Es geht ausschließlich darum zu prüfen, ob und in welchem Ausmaß sich subventionierte und nicht subventionierte Unternehmen voneinander hinsichtlich unterschiedlicher Dimensionen bei Kontrolle für die in die empirischen Modelle einbezogenen Größen unterscheiden. Eine zusätzliche Berücksichtigung fixer Unternehmenseffekte zur Kontrolle zeitinvarianter unbeobachteter Unternehmenscharakteristika (wie z. B. die Qualität des Managements) ist hierbei nicht angebracht, da die Koeffizienten der Dummy-Variablen für den Subventionsstatus nur durch die Statuswechsler identifiziert sind – und dies sind, wie am Ende des Abschnitts 3 oben gezeigt, nur wenige Unternehmen. Ähnlich kann man auch bzgl. der Koeffizienten der Variable Subventionen pro Kopf argumentieren – auch hier haben wir wegen des hohen Anteils niemals subventionierter Unternehmen bei der großen Mehrzahl aller Unternehmen keine Variation über den Beobachtungszeitraum.

und nicht subventionierten Unternehmen interpretiert werden; hier zeigt sich jeweils ein deutlicher Vorsprung bei den Subventionsempfängern. Dies gilt, wie direkt aus den Mittelwerten abzulesen ist, auch für den Unterschied in der FuE-Intensität. Das Bild ändert sich kaum, wenn in Modell (2) dafür kontrolliert wird, dass es zwischen den Industriezweigen Niveauunterschiede bei den Unternehmensmerkmalen gibt. Allerdings fallen die in diesem Modell geschätzten Unterschiede zwischen subventionierten und nicht subventionierten Unternehmen aus einem 4-Steller-Industriezweig bei der Arbeitsproduktivität und der Humankapitalintensität deutlich geringer aus als ohne Kontrolle für diese Industriezweige.

Die Schätzergebnisse für Modell 3 zeigen nur in Ausnahmefällen statistisch signifikante Ergebnisse für den Zusammenhang zwischen den Subventionen pro Kopf und den Unternehmensmerkmalen.⁵ Angesichts der Tatsache, dass über 90 Prozent aller Unternehmen niemals subventioniert wurden (vgl. Tabelle 3) und dass bei der großen Masse der subventionierten Unternehmen die Subventionen pro Kopf in einem engen Intervall liegen (vgl. Abbildung 1), ist dies nicht überraschend.

[Tabelle 5 hier in der Nähe einfügen]

Für Ostdeutschland erhalten wir aus den Ergebnissen in Tabelle 6 ein in Teilen anderes Bild als für Westdeutschland. Subventionierte Unternehmen sind auch hier im Durchschnitt größer und forschungs- und entwicklungsintensiver als nicht subventionierte Unternehmen, sie sind aber – anders als in Westdeutschland – weniger produktiv und weniger humankapitalintensiv, und sie weisen in beiden Jahren eine höhere durchschnittliche Umsatzrendite auf. Die Unterschiede zwischen subventionierten und nicht subventionierten Unternehmen sind in Ostdeutschland ferner dann, wenn man zusätzlich für die Industriezweige kontrolliert, in vier von zehn geschätzten Modellen nicht auf einem Fehlniveau von 5 Prozent statistisch signifikant. Ein in beiden betrachteten Perioden statistisch signifikanter und aus ökonomischer Sicht bedeutender Unterschied findet sich nur bei der Forschungs- und Entwicklungsintensität; hier unterscheiden sich im Mittel subventionierte und

⁵ In beiden betrachteten Perioden ist dies auf einem üblichen Fehlniveau von 5 Prozent nur bei der Forschungs- und Entwicklungsintensität der Fall; hier geht eine höhere Subventionsintensität mit einer höheren Forschungs- und Entwicklungsintensität einher.

nicht subventionierte Unternehmen in einem bemerkenswert ähnlichen Ausmaß wie in Westdeutschland.

Die Ergebnisse für Modell 3 zeigen, dass in Ostdeutschland eine höhere Subventionsintensität sowohl mit einer signifikant höheren Umsatzrendite als auch mit einer signifikant höheren Forschungs- und Entwicklungsintensität einhergeht.

[Tabelle 6 hier in der Nähe einfügen]

Aus den deskriptiven Analysen ergibt sich damit folgendes Gesamtbild: In Westdeutschland sind subventionierte Unternehmen in allen hier betrachteten Dimensionen der Unternehmensperformance mit Ausnahme der Umsatzrendite besser als nicht subventionierte Unternehmen - sie sind im Durchschnitt größer, produktiver, humankapitalintensiver und forschungs- und entwicklungsintensiver. In Ostdeutschland gilt das nicht - subventionierte Unternehmen sind hier im Durchschnitt größer, rentabler und forschungs- und entwicklungsintensiver als nicht subventionierte Unternehmen, sie sind aber weniger produktiv und weniger humankapitalintensiv, wobei die Unterschiede nicht immer statistisch auf einem üblichen Fehlniveau signifikant sind. Alle diese Aussagen betreffen nur (partielle) Korrelationen, eine kausale Interpretation in die eine oder andere Richtung – sei es von den Subventionen zu den Unternehmenseigenschaften oder umgekehrt – ist nicht zulässig.

4. Bestimmungsgründe von Subventionierung

Welche Unternehmen werden subventioniert? Aussagen zu den Bestimmungsgründen von Subventionierung sind auf der Basis der Querschnittsregressionen aus dem vorhergehenden Abschnitt nicht möglich. Ein Weg um zu prüfen ob es Hinweise auf einen kausalen Einfluss von Unternehmenseigenschaften darauf gibt, ob ein Unternehmen subventioniert wird oder nicht, besteht darin, subventionierte Unternehmen von heute mit nicht subventionierten Unternehmen von heute zu vergleichen – aber nicht heute, sondern zu einem Zeitpunkt, zu dem alle diese Unternehmen nicht subventionierte Unternehmen waren. Diese Vorgehensweise soll am Beispiel der Forschungs- und

Entwicklungsintensität erläutert werden. Wie gesehen sind subventionierte Unternehmen im Durchschnitt und bei Kontrolle für den Industriezweig sowohl in West- als auch in Ostdeutschland FuE-intensiver als nicht subventionierte Unternehmen. Von den subventionierten Unternehmen sind einige erst seit wenigen Jahren subventioniert; diese bezeichnen wir als Subventionsstarter. Vergleicht man diese Subventionsstarter mit den nicht subventionierten Unternehmen *im Jahr bevor sie erstmals subventioniert wurden* (also zu einem Zeitpunkt, zu dem alle diese Unternehmen keine Subventionen erhielten) und stellt man fest, dass die zukünftigen Subventionsempfänger schon früher FuE-intensiver waren als die auch in Zukunft nicht subventionierten Unternehmen, dann spricht dies für einen kausalen Effekt der FuE-Intensität auf den Erhalt von Subventionen.

In dem in dieser Untersuchung verwendeten Datensatz lassen sich die Subventionsstarter der Jahrgänge 2000 bzw. 2004 identifizieren – diese Unternehmen wurden 1999 bzw. 2003 (in den jeweils ersten Jahren der beiden Stichproben der Kostenstrukturerhebung) nicht subventioniert⁶ und haben in mindestens einem der drei Folgejahre Subventionen erhalten. Alle Unternehmen, die im gesamten Zeitraum von 1999 bis 2002 bzw. von 2003 bis 2006 keine Subventionen erhalten haben, bilden die Kontrollgruppe der nicht subventionierten Unternehmen.

Die Gruppe der so definierten Subventionsstarter in Westdeutschland besteht in unserer Stichprobe aus 293 (Kohorte 2000) bzw. 317 (Kohorte 2004) Unternehmen; in Ostdeutschland sind es 255 bzw. 235 Unternehmen. Tabelle 7 bzw. Tabelle 8 dokumentiert die Unterschiede im Mittelwert von Anzahl der Beschäftigten, Arbeitsproduktivität, Humankapitalintensität, Umsatzrendite und FuE-Intensität zwischen den Unternehmen aus einer Starterkohorte und der zugehörigen Kontrollgruppe in West- bzw. Ostdeutschland. Ein Test auf statistische Signifikanz des Regressionskoeffizienten einer Dummy-Variablen, die den Wert Eins annimmt, wenn ein Unternehmen ein Subventionsstarter ist, und den Wert Null, wenn es zur Kontrollgruppe der durchgängig nicht subventionierten Unternehmen gehört, zeigt an, ob die Unterschiede im Mittelwert als statistisch signifikant gelten können. Die Ergebnisse werden in den Tabellen unter Modell (1) ausgewiesen; in Modell (2) wird

⁶ Es ist hierbei nicht auszuschließen, dass diese hier als Subventionsstarter bezeichneten Unternehmen in den Jahren vor 1999 bzw. vor 2003 schon einmal subventioniert wurden. Aufgrund des in Abschnitt 2 beschriebenen Stichprobendesigns der Kostenstrukturerhebung als rotierendes Panel kann dies nicht geprüft werden. Die daraus resultierende Unschärfe muss in Kauf genommen werden; sie ist bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten.

zusätzlich für die Zuordnung der Unternehmen zu einer der WZ-4-Steller – Industrien kontrolliert.

[Tabelle 7 und Tabelle 8 hier in der Nähe einfügen]

In beiden betrachteten Zeiträumen und in beiden Teilgebieten Deutschlands waren die Subventionsstarter schon vor dem Beginn der Subventionierung deutlich FuE-intensiver als die nicht subventionierten Unternehmen. Diese Unterschiede sind statistisch hoch signifikant (und in drei von vier Fällen gilt dies auch dann, wenn für die Zugehörigkeit zu einem eng abgegrenzten Industriezweig kontrolliert wird), und sie sind ökonomisch bedeutsam – die durchschnittliche FuE-Intensität war bei den Subventionsstartern rund doppelt so hoch wie in den Unternehmen, die keine Subventionen erhielten. Dies kann als ein empirischer Beleg dafür gelten, dass eine höhere FuE-Intensität eine Ursache von Subventionen ist.

Gegensätzliche Effekte auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Unternehmen ein Subventionsstarter ist, finden wir in West- und Ostdeutschland bezüglich der Unternehmensgröße. In Westdeutschland sind die Subventionsstarter im Durchschnitt größer als die nicht subventionierten Unternehmen, in Ostdeutschland ist dies umgekehrt. Diese Größenunterschiede sind jeweils erheblich – in Ostdeutschland waren die Starter im Jahr vor Beginn der Subventionen im Durchschnitt rund 11 Prozent kleiner, in Westdeutschland waren sie dagegen rund 13 Prozent (Starterkohorte 2000) bzw. rund 39 Prozent (Starterkohorte 2004) größer.

Bei den übrigen hier betrachteten Unternehmensmerkmalen finden wir in den Jahren vor dem Subventionsstart für Westdeutschland keine in beiden Zeiträumen statistisch signifikanten Unterschiede zwischen den Gruppen der Starter und der nicht subventionierten Unternehmen. In Ostdeutschland gibt es Evidenz für einen Produktivitätsnachteil bei den Subventionsstartern, die allerdings im zweiten betrachteten Zeitraum schwächer ist als im ersten. Bemerkenswert erscheint, dass es in keinem Fall statistisch signifikante Unterschiede bei der Umsatzrendite zwischen Subventionsstartern und nicht subventionierten Unternehmen im Jahr vor dem Subventionsstart gibt.

Nach diesen Befunden werden Unternehmen subventioniert, die bereits vorher intensiver als andere Unternehmen im Bereich Forschung und Entwicklung tätig sind. Subventionen werden zumindest in Westdeutschland nicht an weniger produktive

Unternehmen und in ganz Deutschland nicht an weniger rentable Unternehmen gezahlt.

5. Zu den Wirkungen von Subventionen auf die Unternehmensperformance

Subventionen sollen die Unternehmensperformance fördern – sie sollen Forschungs- und Entwicklungsanstrengungen steigern, das Wachstum stärken und die Wettbewerbsfähigkeit erhöhen. Ob Subventionen dieses Ziel erreichen ist eine offene Frage, die nicht nur aus wissenschaftlicher Sicht sondern auch für die wirtschaftspolitischen Akteure, die über die Vergabe von Subventionen entscheiden, von großem Interesse ist. Der 21. Subventionsbericht der Bundesregierung stellt hierzu fest: „Einer regelmäßigen und wirkungsvollen sowohl internen als auch externen Erfolgskontrolle kommt dabei entscheidende Bedeutung zu, nicht zuletzt um die Möglichkeiten für einen gezielten und ökonomisch sinnvollen Subventionsabbau zu verbessern. Im Rahmen einer effizienten Erfolgskontrolle ist zu prüfen, ob und in welchem Umfang die betrachtete Maßnahme tatsächlich das gewünschte Ziel erreicht.“ (Bundesregierung 2007, Ziffer 109) Hierbei besteht die zentrale Schwierigkeit darin, dass es nicht möglich ist anzugeben, wie sich die subventionierten Unternehmen entwickelt hätten, wenn sie keine Subventionen erhalten hätten, ob also beobachtete Entwicklungen von subventionierten Unternehmen kausale Effekte dieser Subventionen sind. Dies wird im Subventionsbericht deutlich gesehen: „Belastbare Wirkungsanalysen sind allerdings sehr schwierig, da sie auf Einschätzungen beruhen, welche Entwicklung die Märkte ohne den Eingriff des Staates genommen hätten.“ (Bundesregierung 2007, Ziffer 109)

Ein methodischer Ansatz, der hier hilfreich sein kann, beruht auf einem Vergleich von Subventionsstartern mit Nicht-Startern, die diesen Startern als „statistische Zwillinge“ zugematcht wurden. Diese Vorgehensweise, die aus der Evaluation von wirtschaftspolitischen Maßnahmen bekannt ist (vgl. Heckman, LaLonde und Smith 1999), beruht auf folgender Idee: Wenn sich Subventionsstarter und Nicht-Starter schon vor dem Start unterscheiden, und wenn die Subventionsstarter hierbei nach bestimmten Kriterien selektiert werden (wenn sie z.B. forschungs- und entwicklungsintensiver sind als Unternehmen, die keine Subventionen erhalten), dann würde man erwarten, dass sich die Subventionsstarter

auch dann anders entwickelt hätten als die Nicht-Starter, wenn sie keine Subventionen erhalten hätten. Aber diese alternative Entwicklung lässt sich nicht beobachten, denn sie haben ja Subventionen erhalten. Für ein einzelnes Unternehmen beobachten wir immer nur wie er sich entwickelt hat, wenn es entweder ein Subventionsstarter war oder nicht; niemals können wir einen Unterschied mit und ohne Subventionen auf der Ebene des einzelnen Unternehmens feststellen. Um trotz fehlender kontrafaktischer Situation einen durchschnittlichen kausalen Effekt der Subventionen auf die Unternehmen abschätzen zu können, werden die Subventionsstarter mit Unternehmen aus einer Kontrollgruppe verglichen. In diese Kontrollgruppe werden Unternehmen aufgenommen, die keine Subventionsstarter sind, die aber den Starterbetrieben im Jahr vor dem Start so ähnlich wie möglich sind. Man sucht also zu jedem Starter in der Gruppe der Nicht-Starter einen „statistischen Zwilling“ mit derselben Größe, derselben Arbeitsproduktivität, derselben Lohn- und Gehaltssumme pro Kopf, derselben Umsatzrendite und denselben FuE-Ausgaben im Verhältnis zum Umsatz aus demselben Wirtschaftszweig. Die Zwillinge sollten idealer Weise in allen (beobachteten und unbeobachteten) Eigenschaften übereinstimmen, die für den Erhalt von Subventionen einerseits und für die Wachstumsrate der betrachteten Dimension der Unternehmensperformance andererseits relevant sind. Ob die hier verwendeten Unternehmenseigenschaften ausreichen diese Bedingung für eine Anwendung des Matching-Verfahrens zu erfüllen, kann nicht getestet werden. Es kann jedoch argumentiert werden, dass Größe, Produktivität, Humankapitalintensität, Rentabilität, FuE-Intensität und Wirtschaftszweig eines Unternehmens relevante Kriterien für die Subventionsvergabe (vgl. die Ergebnisse in Abschnitt 4 oben) und für die zukünftige Performance sind.

Exakt wird es eine solche Übereinstimmung in allen genannten Merkmalen nicht geben, daher wendet man das Verfahren des Propensity Score Matching an: Man schätzt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Unternehmen ein Subventionsstarter ist, mit einem Probit-Modell, in dem die Starter-Dummy die endogene Variable ist und die genannten Variablen die exogenen Variablen sind. Dann ordnet man jedem Starter-Unternehmen das Unternehmen aus der Gruppe der Nicht-Starter zu, das die geschätzte Starterwahrscheinlichkeit aufweist, die dem Wert für den betrachteten Starter am ähnlichsten ist. Dies geschieht für alle Starter-Unternehmen. Ein Vergleich der Mittelwerte der exogenen Variablen, die in den Propensity Score –

Schätzungen verwendet werden, darf für die Starter-Gruppe und die Gruppe der zugematchten Nicht-Starter-Betriebe bei erfolgreichem Matching keine signifikanten Unterschiede mehr anzeigen. Ferner ist darauf zu achten, dass die so genannte Common Support – Bedingung erfüllt ist, d. h. dass alle die Starter aus der Analyse ausgeschlossen werden, deren geschätzter Propensity Score unter dem Minimum oder über dem Maximum des geschätzten Propensity Scores der Unternehmen aus der Kontrollgruppe liegt. Ein Vergleich der durchschnittlichen Wachstumsrate eines Performance-Indikators (z. B. des Wachstums der Anzahl der Beschäftigten) bei Subventionsstartern einerseits und zugematchten nicht-subventionierten Unternehmen andererseits in den auf das Startjahr t folgenden Jahren zeigt dann, ob es einen kausal interpretierbaren Einfluss der Subventionen auf die Performance gibt. Die Differenz der durchschnittlichen Wachstumsrate ist der sogenannte ATT bzw. *average treatment effect on the treated*, der durchschnittliche Effekt der „Behandlung“ (hier: der Subventionen) auf die „Behandelten“ (hier: die Subventionsstarter).

Als Subventionsstarter definieren wir hier alle Unternehmen ohne Subventionen im Jahr 1999 bzw. 2003, die im Jahr 2000 bzw. 2004 (sowie möglicher Weise in einem der beiden Folgejahre) Subventionen erhalten haben; in Tabelle 3 bzw. Tabelle 4 weisen diese Unternehmen eines der Muster 0100, 0101, 0110 oder 0111 auf. Diese Gruppe umfasst in West- bzw. Ostdeutschland in jedem der beiden Startjahre rund 100 Unternehmen. Die Startergruppe besteht daher aus Unternehmen, die in unterschiedlich vielen Jahren subventioniert wurden. Eine Beschränkung auf die Unternehmen, die in jedem der Jahre nach 1999 bzw. nach 2003 durchgängig subventioniert wurden, hätte jedoch zu einer zu starken Reduktion der ohnehin geringen Fallzahlen geführt. Hinzu kommt, dass wegen des Stichprobendesigns der Kostenstrukturerhebung als rotierendes Panel keine Aussage darüber möglich ist, ob Unternehmen, die im Jahr 1999 bzw. 2003 keine Subventionen erhalten haben, auch in den Jahren davor nicht subventioniert wurden. Die Aussagefähigkeit der hier durchgeführten Analysen wird von diesen Unschärfen bei der Abgrenzung der Gruppe der Subventionsstarter sicherlich beeinträchtigt. Nicht subventionierte Unternehmen haben im gesamten jeweils betrachteten Zeitraum von 1999 bis 2002 bzw. von 2003 bis 2006 keine Subventionen erhalten.

Die Angaben in Tabelle 9 bzw. Tabelle 10 zeigen, dass das Matching für die Unternehmen aus West- bzw. Ostdeutschland erfolgreich war.⁷ Vor dem Matching unterscheiden sich die Mittelwerte der Unternehmensmerkmale in vielen Fällen statistisch signifikant voneinander, danach ist dies nur bei der Humankapitalintensität im Jahr 1999 in Ostdeutschland und da auch nur marginal der Fall.

[Tabelle 9 und Tabelle 10 hier in der Nähe einfügen]

Der Unterschied in der durchschnittlichen Veränderung eines Performance-Indikators (z. B. des Wachstums der Anzahl der Beschäftigten) über den Zeitraum 2000 bis 2002 bzw. 2004 bis 2006 zwischen den Subventionsstartern einerseits und den zugematchten nicht-subventionierten Unternehmen andererseits ist der ATT (*average treatment effect on the treated*), der durchschnittliche Effekt der Subventionen auf die Subventionsstarter. Ergebnisse der Berechnungen des ATT finden sich für Westdeutschland in Tabelle 11 und für Ostdeutschland in Tabelle 12. Hiernach sind die Effekte der Subventionierung nur in elf der 20 untersuchten Fälle positiv, wobei der Unterschied zwischen Subventionsstartern und nicht subventionierten Unternehmen in keinem Fall auf einem üblichen Fehlerniveau von fünf Prozent statistisch signifikant von Null verschieden ist.⁸

[Tabelle 11 und Tabelle 12 hier in der Nähe einfügen]

Ein positiver kausaler Effekt der Subventionen auf die Unternehmensperformance ist damit nicht zu erkennen. Es ist jedoch zu betonen, dass dies auch an den kleinen Fallzahlen für die Gruppen der Subventionsstarter im Datensatz, an der (auch deshalb hier vorgenommenen) unscharfen Abgrenzung der neu subventionierten Unternehmen und schließlich an der (methodisch bedingten) fehlenden Berücksichtigung der Höhe der gezahlten Subventionen bei der

⁷ Die Berechnungen wurden mit Stata/SE 10.1 und dem Programm PSMATCH2 (Leuven und Sianesi 2003) durchgeführt.

⁸ Für die Berechnung der statistischen Signifikanz des ATT wird, der in der Literatur üblichen Vorgehensweise folgend, ein Bootstrap-Ansatz (mit 500 Replikationen) verwendet. Es ist allerdings „unclear whether the bootstrap is valid in this context“ (Leuven and Sianesi 2008, p. 1); vgl. auch Abadie und Imbens (2008). Dies ist ein weiterer Grund für eine vorsichtige Interpretation der Ergebnisse, auch wenn die auf Basis des Bootstrap-Ansatzes berechneten p-Werte in den meisten Fällen so hoch sind, dass auch größere Verzerrungen an der Aussage eines fehlenden Nachweises von Subventionseinflüssen nichts ändern würden.

Betrachtung der Subventionswirkungen liegen kann. Weitergehende Untersuchungen sind mit diesem Datensatz nicht möglich. Trotz aller Vorbehalte bleibt aber zu fragen, ob sich „richtig große“ Subventionswirkungen nicht auch bei dieser in vieler Hinsicht unvollkommenen Vorgehensweise zeigen müssten – wenn es sie denn gibt.

6. Fazit

Mit einem neu verfügbaren repräsentativen Längsschnittdatensatz für 1999 bis 2006 dokumentiert die vorliegende Studie erstmals umfassend für deutsche Industrieunternehmen die Verbreitung von subventionierten und nicht subventionierten Unternehmen in West- und Ostdeutschland. Der Anteil der subventionierten Unternehmen an allen Industrieunternehmen war in jedem betrachteten Jahr in Ostdeutschland deutlich höher als in Westdeutschland; 1999 betrugen die Werte 23,27 Prozent bzw. 3,74 Prozent, 2006 waren es 17,27 Prozent verglichen mit 3,35 Prozent. Die Verteilung der Subventionen pro Kopf in den Unternehmen ist dabei in beiden Teilen Deutschlands linkssteil – viele subventionierte Unternehmen erhalten geringe Beträge, bei wenigen sind es (zum Teil sehr) hohe Beträge.

In Westdeutschland sind subventionierte Unternehmen in allen hier betrachteten Dimensionen der Unternehmensperformance mit Ausnahme der Umsatzrendite besser als nicht subventionierte Unternehmen - sie sind im Durchschnitt größer, produktiver, humankapitalintensiver und forschungs- und entwicklungsintensiver. In Ostdeutschland gilt das nicht - subventionierte Unternehmen sind hier im Durchschnitt größer, rentabler und forschungs- und entwicklungsintensiver als nicht subventionierte Unternehmen, sie sind aber weniger produktiv und weniger humankapitalintensiv, wobei die Unterschiede nicht immer statistisch auf einem üblichen Fehlerniveau signifikant sind.

Nach den hier vorgestellten Befunden werden Unternehmen subventioniert, die bereits vor Beginn der Subventionszahlungen intensiver als andere Unternehmen im Bereich Forschung und Entwicklung tätig waren. Subventionen werden zumindest in Westdeutschland nicht an zuvor weniger produktive Unternehmen und in ganz Deutschland nicht an zuvor weniger rentable Unternehmen gezahlt. Für einen positiven kausalen Effekt der Subventionen auf eine der unterschiedlichen

betrachteten Dimensionen der Unternehmensperformance gibt es nach dieser Untersuchung keine Hinweise.

Damit liegen erste flächendeckende empirische Befunde zu den Subventionen in der deutschen Industrie auf der Grundlage von repräsentativen Längsschnittdaten für Unternehmen vor. Dies kann allerdings nicht mehr als ein allererster Schritt bei einer umfassenden auf Mikrodaten basierenden Analyse der Subventionsvergabe und der Subventionswirkungen sein. Umfassendere Untersuchungen erfordern detaillierte Angaben zu den Subventionen (z. B. zu den Zielen, mit denen sie jeweils gezahlt wurden) und Daten über einen längeren Zeitraum als die hier jeweils betrachteten Vier-Jahres-Perioden. Eine Auswertung vorhandener Daten zu Subventionszahlungen an Unternehmen, kombiniert mit Längsschnittdaten aus Erhebungen der amtlichen Statistik, könnte wichtige Bausteine für eine umfassende systematische Evaluation der Subventionspolitik liefern. Angesichts der Höhe der alljährlich für Subventionen an Unternehmen gezahlten Steuergelder ist eine solche Wirkungsanalyse dringend geboten. Hier gilt, was Klaus F. Zimmermann (2008, S. 18) pointiert so formuliert hat: „Verlässliche Wirkungskontrollen sind unverzichtbarer Bestandteil einer nachhaltig effektiven Wirtschafts- und Arbeitsmarktpolitik. Eine gesetzliche Evaluationspflicht aller wichtigen Politikmaßnahmen wäre hier ein sinnvoller Schritt.“

Literatur

- Abadie, Alberto und Guido W. Imbens (2008). On the Failure of the Bootstrap for Matching Estimators. *Econometrica* 76(6): 1537-1557.
- Boss, Alfred und Astrid Rosenschon (2006). Subventionen in Deutschland: Eine Bestandsaufnahme. Kieler Arbeitspapier Nr. 1267, Kiel: Institut für Weltwirtschaft.
- Bundesregierung (2007). Bericht der Bundesregierung über die Entwicklung der Finanzhilfen des Bundes und der Steuervergünstigungen für die Jahre 2005 bis 2008 (21. Subventionsbericht). Deutscher Bundestag, Drucksache 16/6275 vom 21. 8. 2007 (<http://dip21.bundestag.de/dip21/btd/16/062/1606275.pdf>)

- Czarnitzki, Dirk, Thorsten Doherr, Andreas Fier, Georg Licht und Christian Rammer (2003). Öffentliche Förderung der Forschungs- und Innovationsaktivitäten von Unternehmen in Deutschland. Studien zum deutschen Innovationssystem Nr. 17-2003. Mannheim: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW).
- Fritsch, Michael, Bernd Görzig, Ottmar Hennchen und Andreas Stephan (2004). Cost Structure Surveys for Germany. *Schmollers Jahrbuch / Journal of Applied Social Science Studies* 124(4): 557-566.
- Heckman, James J., R. J. LaLonde and J. A. Smith (1999). The economics and econometrics of active labor market programs. In: Orley C. Ashenfelter and David Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Amsterdam: North-Holland, 1865-2097.
- Hussinger, Katrin (2008). R&D and Subsidies at the Firm Level: An Application of Parametric and Semi-Parametric Two-Step Selection Models. *Journal of Applied Econometrics* 23(6): 729-747.
- Institut für Wirtschaftsforschung Halle – IWH (2008). Evaluierung der FuE-Projektförderung des Sächsischen Staatsministeriums für Wirtschaft und Arbeit – Endbericht. Halle (Saale): IWH, September.
- Kaiser, Ulrich und Joachim Wagner (2008). Neue Möglichkeiten zur Nutzung vertraulicher amtlicher Personen- und Firmendaten. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 9(3): 329-349.
- Leuven, Edwin und Barbara Sianesi (2003). PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. Version 3.0.0. (<http://ideas.repec.org/c/bocode/s432001.htm>)
- Statistisches Bundesamt (2007). Qualitätsbericht Kostenstrukturerhebung im Verarbeitenden Gewerbe, im Bergbau sowie in der Gewinnung von Steinen und Erden. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Thöne, Michael und Julia Röhl (2005). Subventionen und staatliche Beihilfen in Deutschland. FiFo-Berichte Nr. 4, Köln: Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut an der Universität zu Köln.
- Zimmermann, Klaus F. (2008). Die wissenschaftliche Politikberatung stärken. *IZA COMPACT*, Juli 2008, S. 18.

Zühlke, Sylvia, Markus Zwick, Sebastian Scharnhorst und Thomas Wende (2004).
The research data centres of the Federal Statistical Office and the statistical
offices of the Länder. *Schmollers Jahrbuch / Journal of Applied Social Science
Studies* 124(4): 567-578.

Tabelle 1: Subventionen in Westdeutschen Industrieunternehmen 1999 – 2006

Jahr			Alle Unternehmen	Unternehmen mit < 50 Beschäftigten	Unternehmen mit 50 -249 Beschäftigten	Unternehmen mit 250-499 Beschäftigten	Unternehmen mit >= 500 Beschäftigten
1999	Anzahl Unternehmen		11.131	3.129	5.349	1.244	1.409
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		3,74	2,17	3,03	3,78	9,87
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	2.787	7.243	2.208	3.758	995
		Median	370	1.226	518	447	98
2000	Anzahl Unternehmen		11.129	3.042	5.416	1.239	1.432
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		3,29	1,58	2,99	3,47	7,89
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	2.337	6.697	1.906	2.584	1.008
		Median	310	1.192	381	355	129
2001	Anzahl Unternehmen		11.127	3.058	5.380	1.274	1.415
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		3,12	1,54	2,77	2,43	8,48
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	2.070	5.706	1.354	3.004	1.295
		Median	299	1.235	333	333	129
2002	Anzahl Unternehmen		11.124	3.158	5.353	1.248	1.365
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		2,97	1,52	2,45	3,04	8,28
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	1.665	4.467	1.167	2.596	738
		Median	269	1.347	370	261	105
2003	Anzahl Unternehmen		11.428	3.130	5.538	1.349	1.411
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		3,13	1,60	2,82	4,00	8,36
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	1.812	2.693	2.241	2.165	709
		Median	295	790	368	305	170
2004	Anzahl Unternehmen		11.427	3.130	5.569	1.341	1.387
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		3,32	1,53	2,86	3,65	8,87
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	1.874	2.724	2.481	1.701	827
		Median	267	744	358	170	144

2005	Anzahl Unternehmen		11.426	3.137	5.597	1.336	1.356
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		3,31	1,75	2,73	3,82	8,78
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen	Mittelwert	1.609	2.721	1.658	1.529	1.068
	mit Subventionen	Median	264	545	388	151	154
2006	Anzahl Unternehmen		11.426	3.114	5.613	1.345	1.354
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		3,35	1,73	2,87	3,72	8,71
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen	Mittelwert	1.280	3.263	1.170	1.283	542
	mit Subventionen	Median	255	695	323	199	164

Tabelle 2: Subventionen in Ostdeutschen Industrieunternehmen 1999 – 2006

Jahr			Alle Unternehmen	Unternehmen mit < 50 Beschäftigten	Unternehmen mit 50 -249 Beschäftigten	Unternehmen mit 250-499 Beschäftigten	Unternehmen mit >= 500 Beschäftigten
1999	Anzahl Unternehmen		2.729	995	1.417	191	126
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		23,27	21,51	24,91	21,99	20,63
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	2.121	2.770	1.838	1.216	2.095
		Median	749	987	690	488	327
2000	Anzahl Unternehmen		2.635	923	1.401	194	117
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		22,35	20,04	24,48	20,10	18,80
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	1.491	1.595	1.296	1.377	3.871
		Median	582	754	551	338	366
2001	Anzahl Unternehmen		2.455	840	1.315	187	113
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		21,71	17,98	24,87	17,65	19,47
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	1.458	1.726	1.307	467	3.354
		Median	592	775	584	253	387
2002	Anzahl Unternehmen		2.314	764	1.266	177	107
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		20,87	17,67	23,38	16,95	20,56
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	1.239	1.336	1.116	710	3.032
		Median	508	694	505	315	181
2003	Anzahl Unternehmen		2.635	1.041	1.309	173	112
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		20,99	20,08	22,46	14,45	22,32
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	2.120	2.637	1.700	1.193	3.649
		Median	686	955	601	243	859
2004	Anzahl Unternehmen		2.523	960	1.271	182	110
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		18,55	16,77	20,06	18,13	17,27
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen mit Subventionen	Mittelwert	2.069	2.442	1.936	864	2.793
		Median	593	782	517	273	1.332

2005	Anzahl Unternehmen		2.389	872	1.230	183	104
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		17,83	15,14	19,67	18,03	18,27
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen	Mittelwert	1.683	2.346	1.389	756	2.435
	mit Subventionen	Median	512	930	384	303	626
2006	Anzahl Unternehmen		2.280	750	1.239	185	106
	Anteil Unternehmen mit Subventionen (%)		17,27	14,40	19,13	20,54	19,81
	Subventionen pro Kopf (€) in Unternehmen	Mittelwert	1.605	1.994	1.480	766	2.527
	mit Subventionen	Median	431	811	389	231	469

Tabelle 3: Subventionsmuster in westdeutschen Industriebetrieben

Muster 1999 – 2002	Anzahl Unternehmen	Anteil (Prozent)
0000	10.415	93,63
0001	96	0,86
0010	47	0,42
0011	45	0,40
0100	55	0,49
0101	7	0,06
0110	20	0,18
0111	23	0,21
1000	134	1,20
1001	4	0,04
1010	6	0,05
1011	11	0,10
1100	56	0,50
1101	10	0,09
1110	61	0,55
1111	134	1,20
Gesamt	11.124	100,00

Muster 2003 – 2006	Anzahl Unternehmen	Anteil (Prozent)
0000	10.731	93,92
0001	96	0,84
0010	52	0,46
0011	46	0,40
0100	50	0,44
0101	5	0,04
0110	17	0,15
0111	51	0,45
1000	99	0,87
1001	5	0,04
1010	6	0,05
1011	12	0,11
1100	57	0,50
1101	5	0,04
1110	31	0,27
1111	163	1,43
Gesamt	11.426	100,00

Erläuterung: Eine „1“ symbolisiert ein Jahr mit Subventionen, eine „0“ ein Jahr ohne Subventionen. Das Muster 0000 für 1999 – 2002 zeigt an, dass ein Unternehmen in keinem der Jahre subventioniert wurde; 0011 bedeutet, dass ein Unternehmen 1999 und 2000 nicht subventioniert wurde, 2001 und 2002 jedoch Subventionen erhalten hat.

Tabelle 4: Subventionsmuster in ostdeutschen Industriebetrieben

Muster 1999-2002	Anzahl Unternehmen	Anteil (Prozent)
0000	1.272	63,35
0001	69	3,44
0010	46	2,29
0011	35	1,74
0100	35	1,74
0101	5	0,25
0110	15	0,75
0111	50	2,49
1000	83	4,13
1001	12	0,60
1010	5	0,25
1011	11	0,55
1100	53	2,64
1101	12	0,60
1110	65	3,24
1111	240	11,95
Gesamt	2.008	100,00

Muster 2003 - 2006	Anzahl Unternehmen	Anteil (Prozent)
0000	1,378	66,60
0001	60	2,90
0010	31	1,50
0011	47	2,27
0100	32	1,55
0101	8	0,39
0110	23	1,11
0111	34	1,64
1000	115	5,56
1001	9	0,43
1010	12	0,58
1011	21	1,01
1100	75	3,62
1101	13	0,63
1110	36	1,74
1111	175	8,46
Gesamt	2.069	100,00

Erläuterung: Eine „1“ symbolisiert ein Jahr mit Subventionen, eine „0“ ein Jahr ohne Subventionen. Das Muster 0000 für 1999 – 2002 zeigt an, dass ein Unternehmen in keinem der Jahre subventioniert wurde; 0011 bedeutet, dass ein Unternehmen 1999 und 2000 nicht subventioniert wurde, 2001 und 2002 jedoch Subventionen erhalten hat.

Tabelle 5: Unterschiede zwischen subventionierten und nicht subventionierten westdeutschen Industrieunternehmen¹

Periode	Unternehmensmerkmal	Mittelwert für Unternehmen - mit Subventionen - ohne Subventionen	Modell	(1)	(2)	(3)
1999 - 2002	ln (Beschäftigte)	5,506	ß	0,800	0,727	2,86e-6
		4,707	p	0,000	0,000	0,532
	ln (Umsatz/Beschäftigte)	11,971	ß	0,227	0,085	8,63e-6
		11,746	p	0,000	0,000	0,000
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Beschäftigte)	10,385	ß	0,094	0,035	8,61e-7
		10,296	p	0,000	0,000	0,370
	Umsatzrendite (Prozent)	12,921	ß	0,703	0,389	0,00005
		12,183	p	0,126	0,377	0,597
	FuE-Ausgaben / Umsatz	0,022	ß	0,015	0,012	1,67e-7
		0,007	p	0,000	0,000	0,046
2003 - 2006	ln (Beschäftigte)	5,463	ß	0,772	0,685	9,41e-6
		4,691	p	0,000	0,000	0,237
	ln (Umsatz/Beschäftigte)	12,010	ß	0,146	0,071	5,07e-6
		11,853	p	0,000	0,002	0,322
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Beschäftigte)	10,441	ß	0,087	0,042	6,23e-6
		10,354	p	0,000	0,000	0,000
	Umsatzrendite (Prozent)	9,389	ß	-0,574	-0,727	0,00004
		9,990	p	0,428	0,321	0,606
	FuE-Ausgaben / Umsatz	0,027	ß	0,018	0,014	6,63e-7
		0,009	p	0,000	0,000	0,014

¹ Die Werte in der Tabelle sind die geschätzten Koeffizienten einer Dummy-Variablen mit dem Wert Eins für subventionierte Unternehmen und Null sonst (für die Modelle 1 und 2) bzw. die geschätzten Koeffizienten der Variable Subventionen pro Kopf (für Modell 3) sowie die zugehörigen prob-values. Alle Modelle wurden mit gepoolten Daten für 1999 – 2002 bzw. 2003 – 2006 geschätzt. Das Modell (1) enthält nur diese Dummy-Variablen und eine Konstante sowie Dummy-Variablen für die einzelnen Jahre; in Modell (2) sind zusätzlich Dummy-Variablen für die Industriezweige (WZ-4-Steller) enthalten, Modell (3) tauscht die Dummy-Variable aus Modell (2) gegen die Subventionen pro Kopf aus. Die prob-values beruhen auf robusten Schätzungen der Standardabweichungen der geschätzten Koeffizienten mit dem Unternehmen als Cluster. Die Anzahl der Beobachtungen (Unternehmen * Anzahl Beobachtungen je Unternehmen) beträgt 53.555 für die Schätzungen 1999 bis 2002 und 52.418 für die Schätzungen 2003 – 2006.

Tabelle 6: Unterschiede zwischen subventionierten und nicht subventionierten ostdeutschen Industrieunternehmen¹

Periode	Unternehmensmerkmal	Mittelwert für Unternehmen - mit Subventionen - ohne Subventionen	Modell	(1)	(2)	(3)
1999 - 2002	ln (Beschäftigte)	4,447	ß	0,056	0,036	1,67e-6
		4,393	p	0,116	0,288	0,886
	ln (Umsatz/Beschäftigte)	11,343	ß	-0,198	-0,122	-4,95e-6
		11,544	p	0,000	0,000	0,465
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Beschäftigte)	9,923	ß	-0,049	-0,051	3,07e-6
		9,974	p	0,000	0,000	0,213
	Umsatzrendite (Prozent)	12,029	ß	0,504	0,762	0,0008
		11,522	p	0,287	0,102	0,002
	FuE-Ausgaben / Umsatz	0,023	ß	0,016	0,012	2,66e-6
		0,007	p	0,000	0,000	0,003
2003 - 2006	ln (Beschäftigte)	4,449	ß	0,110	0,109	-6,81e-6
		4,343	p	0,007	0,004	0,475
	ln (Umsatz/Beschäftigte)	11,596	ß	-0,072	-0,006	0,00001
		11,673	p	0,017	0,818	0,023
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Beschäftigte)	10,012	ß	-0,020	-0,017	1,93e-6
		10,034	p	0,187	0,164	0,346
	Umsatzrendite (Prozent)	11,525	ß	1,180	1,107	0,0006
		10,259	p	0,010	0,014	0,000
	FuE-Ausgaben / Umsatz	0,024	ß	0,016	0,011	2,93e-6
		0,008	p	0,000	0,000	0,004

¹ Die Werte in der Tabelle sind die geschätzten Koeffizienten einer Dummy-Variablen mit dem Wert Eins für subventionierte Unternehmen und Null sonst (für die Modelle 1 und 2) bzw. die geschätzten Koeffizienten der Variable Subventionen pro Kopf (für Modell 3) sowie die zugehörigen prob-values. Alle Modelle wurden mit gepoolten Daten für 1999 – 2002 bzw. 2003 – 2006 geschätzt. Das Modell (1) enthält nur diese Dummy-Variablen und eine Konstante sowie Dummy-Variablen für die einzelnen Jahre; in Modell (2) sind zusätzlich Dummy-Variablen für die Industriezweige (WZ-4-Steller) enthalten, Modell (3) tauscht die Dummy-Variable aus Modell (2) gegen die Subventionen pro Kopf aus. Die prob-values beruhen auf robusten Schätzungen der Standardabweichungen der geschätzten Koeffizienten mit dem Unternehmen als Cluster. Die Anzahl der Beobachtungen (Unternehmen * Anzahl Beobachtungen je Unternehmen) beträgt 10.133 für die Schätzungen 1999 bis 2002 und 9.816 für die Schätzungen 2003 – 2006.

Tabelle 7: Unterschiede zwischen Subventionsstartern und nicht subventionierten Industrieunternehmen in Westdeutschland¹

Periode	Unternehmensmerkmal	Anzahl Unternehmen - mit Subventionen ab t=2 - ohne Subventionen in t=1 bis t=4	Mittelwert in t=1	Modell	(1)	(2)
t = 1 t = 4 1999 - 2002	ln (Beschäftigte)	293	4,825	ß	0,123	0,116
		10.415	4,702	p	0,076	0,086
	ln (Umsatz/Beschäftigte)	293	11,762	ß	0,049	0,005
		10.415	11,713	p	0,164	0,861
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Kopf)	293	10,314	ß	0,048	-0,004
		10.415	10,266	p	0,010	0,802
	Umsatzrendite (Prozent)	293	13,337	ß	0,110	-0,041
		10.415	13,227	p	0,886	0,956
	FuE-Ausgaben / Umsatz	293	0,014	ß	0,007	0,004
		10.415	0,007	p	0,000	0,027
2003 - 2006	ln (Beschäftigte)	317	5,038	ß	0,331	0,292
		10.731	4,706	p	0,000	0,000
	ln (Umsatz/Beschäftigte)	317	11,808	ß	0,007	0,015
		10.731	11,808	p	0,850	0,659
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Kopf)	317	10,345	ß	0,005	-0,013
		10.731	10,340	p	0,826	0,472
	Umsatzrendite (Prozent)	317	11,573	ß	-0,459	-0,686
		10.731	12,032	p	0,517	0,328
	FuE-Ausgaben / Umsatz	317	0,015	ß	0,006	0,003
		10.731	0,009	p	0,000	0,031

¹ Subventionsstarter sind Unternehmen, die im jeweils ersten Jahr in einer der beiden Perioden (d.h. entweder 1999 oder 2003) keine Subventionen erhalten haben und die in mindestens einem der drei Folgejahre subventioniert wurden; nicht subventionierte Unternehmen haben in keinem Jahr der jeweiligen Periode Subventionen erhalten. In der Tabelle sind die Anzahl der Unternehmen in beiden Gruppen sowie die Mittelwerte der Unternehmensmerkmale für $t=1$ (d.h. für 1999 bzw. 2003) angegeben. Ferner werden die geschätzten Koeffizienten einer Dummy-Variablen mit dem Wert Eins für Subventionsstarter und Null für nicht subventionierte Unternehmen sowie die zugehörigen prob-values angegeben. Das Modell (1) enthält den Wert des Unternehmensmerkmals im Jahr 1999 bzw. 2003 als abhängige Variable und nur die Dummy-Variable für Subventionsstarter / nicht subventionierte Unternehmen sowie eine Konstante als unabhängige Variablen; in Modell (2) sind zusätzlich Dummy-Variablen für die Industriezweige (WZ-4-Steller) enthalten. Die prob-values beruhen auf robusten Schätzungen der Standardabweichungen der geschätzten Koeffizienten.

Tabelle 8: Unterschiede zwischen Subventionsstartern und nicht subventionierten Industrieunternehmen in Ostdeutschland¹

Periode	Unternehmensmerkmal	Anzahl Unternehmen - mit Subventionen ab t=2 - ohne Subventionen in t=1 bis t=4	Mittelwert in t=1	Modell	(1)	(2)
t = 1 t = 4 1999 - 2002	In (Beschäftigte)	255 1.272	4,287 4,402	ß p	-0,114 0,057	-0,111 0,087
	In (Umsatz/Beschäftigte)	255 1.272	11,306 11,556	ß p	-0,250 0,000	-0,158 0,000
	In(Lohn- und Gehaltssumme/Kopf)	255 1.272	9,856 9,963	ß p	-0,107 0,000	-0,085 0,000
	Umsatzrendite (Prozent)	255 1.272	11,818 12,626	ß p	-0,808 0,348	-0,263 0,758
	FuE-Ausgaben / Umsatz	255 1.272	0,014 0,007	ß p	0,007 0,012	0,004 0,203
2003 - 2006	In (Beschäftigte)	235 1.378	4,253 4,368	ß p	-0,115 0,050	-0,141 0,023
	In (Umsatz/Beschäftigte)	235 1.378	11,562 11,538	ß p	-0,076 0,108	-0,040 0,365
	In(Lohn- und Gehaltssumme/Kopf)	235 1.378	10,026 10,029	ß p	-0,003 0,893	-0,001 0,942
	Umsatzrendite (Prozent)	235 1.378	11,450 12,339	ß p	-0,889 0,280	-1,204 0,167
	FuE-Ausgaben / Umsatz	235 1.378	0,016 0,007	ß p	0,009 0,003	0,008 0,005

¹ Subventionsstarter sind Unternehmen, die im jeweils ersten Jahr in einer der beiden Perioden (d.h. entweder 1999 oder 2003) keine Subventionen erhalten haben und die in mindestens einem der drei Folgejahre subventioniert wurden; nicht subventionierte Unternehmen haben in keinem Jahr der jeweiligen Periode Subventionen erhalten. In der Tabelle sind die Anzahl der Unternehmen in beiden Gruppen sowie die Mittelwerte der Unternehmensmerkmale für $t=1$ (d.h. für 1999 bzw. 2003) angegeben. Ferner werden die geschätzten Koeffizienten einer Dummy-Variablen mit dem Wert Eins für Subventionsstarter und Null für nicht subventionierte Unternehmen sowie die zugehörigen prob-values angegeben. Das Modell (1) enthält den Wert des Unternehmensmerkmals im Jahr 1999 bzw. 2003 als abhängige Variable und nur die Dummy-Variable für Subventionsstarter / nicht subventionierte Unternehmen sowie eine Konstante als unabhängige Variablen; in Modell (2) sind zusätzlich Dummy-Variablen für die Industriezweige (WZ-4-Steller) enthalten. Die prob-values beruhen auf robusten Schätzungen der Standardabweichungen der geschätzten Koeffizienten.

Tabelle 9: Unterschiede zwischen Subventionsstartern und nicht subventionierten westdeutschen Industrieunternehmen¹

Jahr	Unternehmensmerkmal	Anzahl Unternehmen - Subventionsstarter - nicht subventioniert	Vor Matching Mittelwert - Subventionsstarter - nicht subventioniert	t-Test p-Wert	Nach Matching Mittelwert - Subventionsstarter - nicht subventioniert	t-Test p-Wert
1999	ln (Beschäftigte)	105	4,780	0,69	4,780	-0,23
		5.149	4,702	0,490	4,817	0,815
	ln (Umsatz/Beschäftigte)		11,867	2,41	11,867	0,16
			11,713	0,016	11,853	0,874
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Kopf)		10,331	1,90	10,331	0,19
			10,266	0,057	10,323	0,848
	Umsatzrendite (Prozent)		12,847	-0,31	12,847	-0,16
			13,227	0,759	13,111	0,874
	FuE-Ausgaben / Umsatz		0,013	2,96	0,013	-0,04
			0,007	0,003	0,013	0,971
2003	ln (Beschäftigte)	122	5,094	3,71	5,071	0,68
		5.553	4,706	0,000	4,969	0,496
	ln (Umsatz/Beschäftigte)		11,850	0,79	11,847	-0,39
			11,801	0,431	11,881	0,696
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Kopf)		10,345	0,13	10,345	-0,38
			10,340	0,900	10,363	0,703
	Umsatzrendite (Prozent)		12,408	0,32	12,340	0,29
			12,032	0,748	11,934	0,768
	FuE-Ausgaben / Umsatz		0,014	2,22	0,014	1,21
			0,009	0,026	0,011	0,226

¹ Subventionsstarter sind Unternehmen ohne Subventionen im Jahr 1999 bzw. 2003 und mit Subventionen im Jahr 2000 bzw. 2004 (sowie möglicher Weise in einem der beiden Folgejahre), nicht subventionierte Unternehmen haben im gesamten jeweils betrachteten Zeitraum von 1999 bis 2002 bzw. von 2003 bis 2006 keine Subventionen erhalten. Ein p-Wert von 0.05 oder höher zeigt an, dass die Nullhypothese gleicher Mittelwerte in beiden Unternehmensgruppen auf einem Fehlerniveau von 5 Prozent nicht abgelehnt werden kann. Zu Einzelheiten des Matching-Verfahrens vgl. Text; ein Unternehmen aus der Gruppe der Subventionsstarter des Jahres 2004 erfüllt die Common Support Bedingung nicht.

Tabelle 10: Unterschiede zwischen Subventionsstartern und nicht subventionierten ostdeutschen Industrieunternehmen¹

Jahr	Unternehmensmerkmal	Anzahl Unternehmen - Subventionsstarter - nicht subventioniert	Vor Matching Mittelwert - Subventionsstarter - nicht subventioniert	t-Test p-Wert	Nach Matching Mittelwert - Subventionsstarter - nicht subventioniert	t-Test p-Wert
1999	ln (Beschäftigte)	103	4,256	-1,50	4,220	1,01
		599	4,402	0,133	4,106	0,313
	ln (Umsatz/Beschäftigte)		11,181	-4,84	11,157	-0,21
			11,556	0,000	11,174	0,853
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Kopf)		9,801	-4,39	9,796	-1,82
			9,963	0,000	9,878	0,070
	Umsatzrendite (Prozent)		12,543	-0,06	12,483	-1,32
			12,626	0,953	14,951	0,188
	FuE-Ausgaben / Umsatz		0,015	2,32	0,015	0,08
			0,007	0,021	0,014	0,940
2003	ln (Beschäftigte)	91	4,274	-0,91	4,251	0,63
		655	4,368	0,363	4,170	0,537
	ln (Umsatz/Beschäftigte)		11,608	-0,37	11,623	0,46
			11,638	0,713	11,579	0,650
	ln(Lohn- und Gehaltssumme/Kopf)		10,046	0,46	10,048	0,75
			10,029	0,649	10,015	0,453
	Umsatzrendite (Prozent)		11,730	-0,44	11,235	-0,55
			12,339	0,658	12,208	0,584
	FuE-Ausgaben / Umsatz		0,017	3,62	0,012	-0,00
			0,007	0,000	0,012	0,999

¹ Subventionsstarter sind Unternehmen ohne Subventionen im Jahr 1999 bzw. 2003 und mit Subventionen im Jahr 2000 bzw. 2004 (sowie möglicher Weise in einem der beiden Folgejahre), nicht subventionierte Unternehmen haben im gesamten jeweils betrachteten Zeitraum von 1999 bis 2002 bzw. von 2003 bis 2006 keine Subventionen erhalten. Ein p-Wert von 0.05 oder höher zeigt an, dass die Nullhypothese gleicher Mittelwerte in beiden Unternehmensgruppen auf einem Fehlerniveau von 5 Prozent nicht abgelehnt werden kann. Zu Einzelheiten des Matching-Verfahrens vgl. Text; ein (zwei) Unternehmen aus der Gruppe der Subventionsstarter des Jahres 2000 (2004) erfüllen die Common Support Bedingung nicht.

Tabelle 11: Auswirkungen von Subventionen in westdeutschen Industrieunternehmen

Periode	Performance-Indikator	ATT	p-value (500 Bootstrap-Replikationen)
2000 - 2002	Wachstum Beschäftigte	0,043	0,210
	Wachstum Umsatz/Beschäftigte	0,014	0,746
	Wachstums Lohn- und Gehalt/ Beschäftigte	0,002	0,948
	Veränderung Umsatzrendite	-0,148	0,935
	Veränderung FuE-Ausgaben/Umsatz	-0,001	0,734
2004 - 2006	Wachstum Beschäftigte	0,035	0,281
	Wachstum Umsatz/Beschäftigte	-0,045	0,220
	Wachstums Lohn- und Gehalt/ Beschäftigte	-0,035	0,135
	Veränderung Umsatzrendite	1,898	0,333
	Veränderung FuE-Ausgaben/Umsatz	0,001	0,838

¹ Wachstum wird gemessen als Differenz der log. Werte in 2002 und 2000; Veränderungen sind die Differenzen der Werte in 2002 und 2000. ATT ist der Unterschied im Mittelwert zwischen der Gruppe der Subventionsstarter und der gematchten nicht subventionierten Unternehmen.

Tabelle 12: Auswirkungen von Subventionen in ostdeutschen Industrieunternehmen

Periode	Performance-Indikator	ATT	p-value (500 Bootstrap-Replikationen)
2000 - 2002	Wachstum Beschäftigte	0,020	0,660
	Wachstum Umsatz/Beschäftigte	-0,003	0,946
	Wachstums Lohn- und Gehalt/ Beschäftigte	-0,015	0,604
	Veränderung Umsatzrendite	1,264	0,597
	Veränderung FuE-Ausgaben/Umsatz	0,002	0,856
2004 - 2006	Wachstum Beschäftigte	-0,001	0,976
	Wachstum Umsatz/Beschäftigte	-0,009	0,863
	Wachstums Lohn- und Gehalt/ Beschäftigte	0,033	0,259
	Veränderung Umsatzrendite	0,234	0,915
	Veränderung FuE-Ausgaben/Umsatz	-0,001	0,745

¹ Wachstum wird gemessen als Differenz der log. Werte in 2002 und 2000; Veränderungen sind die Differenzen der Werte in 2002 und 2000. ATT ist der Unterschied im Mittelwert zwischen der Gruppe der Subventionsstarter und der gematchten nicht subventionierten Unternehmen.

Abbildung 1: Verteilung der Subventionen pro Kopf in westdeutschen Industrieunternehmen 2006 (Kerndichteschätzung)

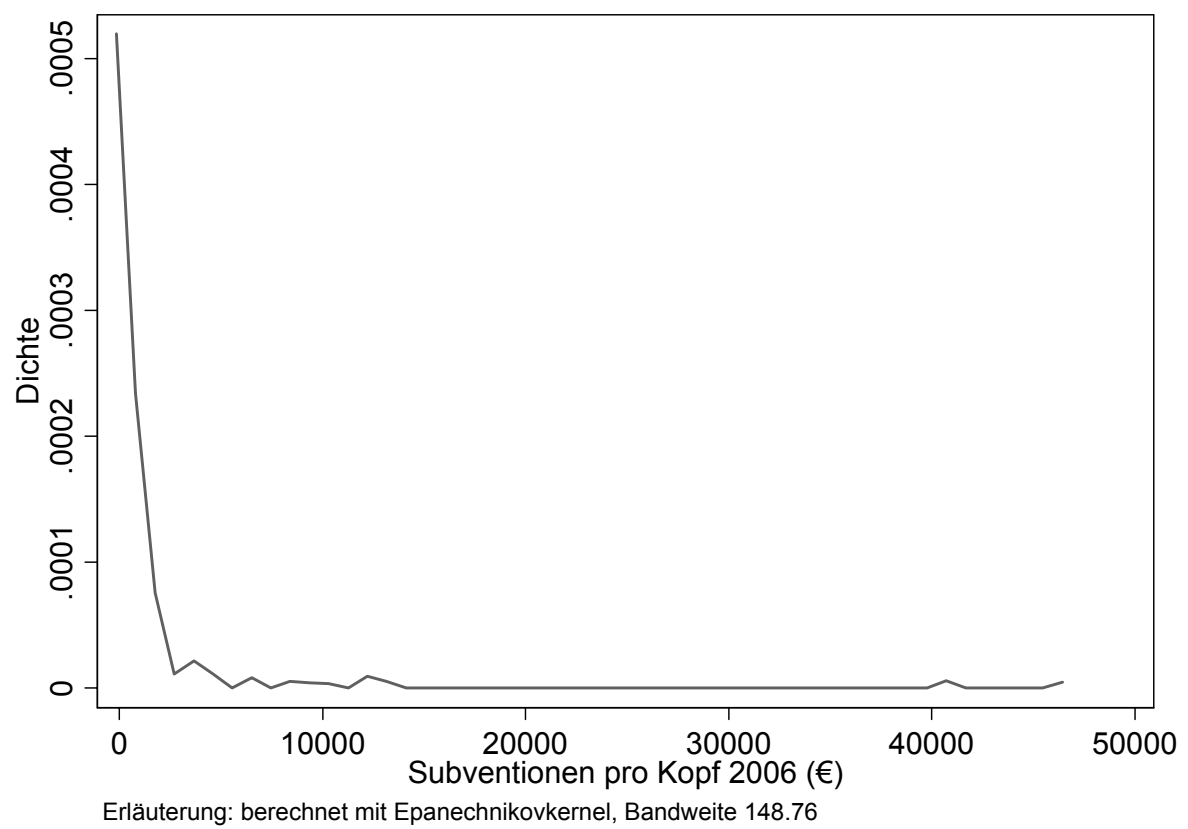
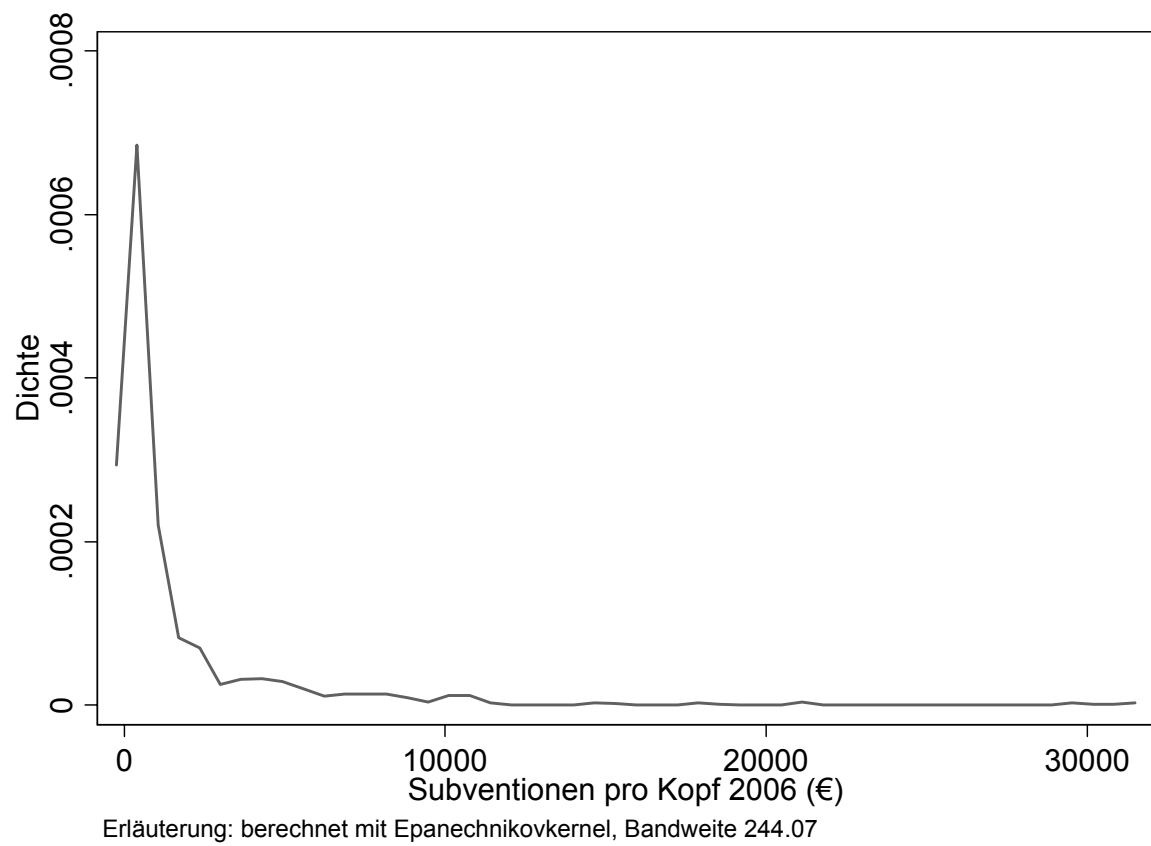


Abbildung 2: Verteilung der Subventionen pro Kopf in ostdeutschen Industrieunternehmen 2006 (Kerndichteschätzungen)



Working Paper Series in Economics

(see www.leuphana.de/vwl/papers for a complete list)

- No.109: *Martin F. Quaas, Stefan Baumgärtner, Sandra Derissen, and Sebastian Strunz:* Institutions and preferences determine resilience of ecological-economic systems. December 2008
- No.108: *Maik Heinemann:* Messung und Darstellung von Ungleichheit. November 2008
- No.107: *Claus Schnabel & Joachim Wagner:* Union Membership and Age: The inverted U-shape hypothesis under test. November 2008
- No.106: *Alexander Vogel & Joachim Wagner:* Higher Productivity in Importing German Manufacturing Firms: Self-selection, Learning from Importing, or Both? November 2008
- No.105: *Markus Groth:* Kosteneffizienter und effektiver Biodiversitätsschutz durch Ausschreibungen und eine ergebnisorientierte Honorierung: Das Modellprojekt „Blühendes Steinburg“. November 2008
- No.104: *Alexander Vogel & Joachim Wagner:* Export, Import und Produktivität wissensintensiver KMUs in Deutschland. Oktober 2008
- No.103: *Christiane Clemens & Maik Heinemann:* On Entrepreneurial Risk – Taking and the Macroeconomic Effects Of Financial Constraints, October 2008
- No.102: *Helmut Fryges & Joachim Wagner:* Exports and Profitability – First Evidence for German Manufacturing Firms. October 2008
- No.101: *Heike Wetzel:* Productivity Growth in European Railways: Technological Progress, Efficiency Change and Scale Effects. October 2008
- No.100: *Henry Sabrowski:* Inflation Expectation Formation of German Consumers: Rational or Adaptive? October 2008
- No.99: *Joachim Wagner:* Produktdifferenzierung in deutschen Industrieunternehmen 1995 – 2004: Ausmaß und Bestimmungsgründe, Oktober 2008
- No.98: *Jan Kranich:* Agglomeration, vertical specialization, and the strength of industrial linkages, September 2008
- No.97: *Joachim Wagner:* Exports and firm characteristics - First evidence from Fractional Probit Panel Estimates, August 2008
- No.96: *Nils Braakmann:* The smoking wage penalty in the United Kingdom: Regression and matching evidence from the British Household Panel Survey, August 2008
- No.95: *Joachim Wagner:* Exportaktivitäten und Rendite in niedersächsischen Industrieunternehmen, August 2008
[publiziert in: Statistische Monatshefte Niedersachsen 62 (2008), 10,552-560]
- No.94: *Joachim Wagner:* Wirken sich Exportaktivitäten positiv auf die Rendite von deutschen Industrieunternehmen aus?, August 2008
[publiziert in: Wirtschaftsdienst, 88 (2008) 10, 690-696]
- No.93: *Claus Schnabel & Joachim Wagner:* The aging of the unions in West Germany, 1980-2006, August 2008
[forthcoming in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik]
- No.92: *Alexander Vogel and Stefan Dittrich:* The German turnover tax statistics panels, August 2008
[forthcoming in: Schmollers Jahrbuch 128 (2008)]

- No.91: *Nils Braakmann*: Crime does pay (at least when it's violent!) – On the compensating wage differentials of high regional crime levels, July 2008
- No.90: *Nils Braakmann*: Fields of training, plant characteristics and the gender wage gap in entry wages among skilled workers – Evidence from German administrative data, July 2008
- No.89: *Alexander Vogel*: Exports productivity in the German business services sector: First evidence from the Turnover Tax Statistics panel, July 2008
- No.88: *Joachim Wagner*: Improvements and future challenges for the research infrastructure in the field *Firm Level Data*, June 2008
- No.87: *Markus Groth*: A review of the German mandatory deposit for one-way drinks packaging and drinks packaging taxes in Europe, June 2008
- No.86: *Heike Wetzel*: European railway deregulation. The influence of regulatory and environmental conditions on efficiency, May 2008
- No.85: *Nils Braakmann*: Non scholae, sed vitae discimus! - The importance of fields of study for the gender wage gap among German university graduates during market entry and the first years of their careers, May 2008
- No.84: *Markus Groth*: Private ex-ante transaction costs for repeated biodiversity conservation auctions: A case study, May 2008
- No.83: *Jan Kranich*: R&D and the agglomeration of industries, April 2008
- No.82: *Alexander Vogel*: Zur Exporttätigkeit unternehmensnaher Dienstleister in Niedersachsen - Erste Ergebnisse zu Export und Produktivität auf Basis des Umsatzsteuerstatistikpanels, April 2008
- No.81: *Joachim Wagner*: Exporte und Firmenerfolg: Welche Firmen profitieren wie vom internationalen Handel?, März 2008
- No.80: *Stefan Baumgärtner*: Managing increasing environmental risks through agro-biodiversity and agri-environmental policies, March 2008
- No.79: *Thomas Huth*: Die Quantitätstheorie des Geldes – Eine keynesianische Reformulierung, März 2008
- No.78: *Markus Groth*: An empirical examination of repeated auctions for biodiversity conservation contracts, March 2008
- No.77: *Nils Braakmann*: Intra-firm wage inequality and firm performance – First evidence from German linked employer-employee-data, February 2008
- No.76: *Markus Groth*: Perspektiven der Nutzung von Methanhydraten als Energieträger – Eine Bestandsaufnahme, Februar 2008
- No.75: *Stefan Baumgärtner, Christian Becker, Karin Frank, Birgit Müller & Christian Quaas*: Relating the philosophy and practice of ecological economics. The role of concepts, models, and case studies in inter- and transdisciplinary sustainability research, January 2008
[published in: *Ecological Economics* 67 (2008), 3, 384-393]
- No.74: *Thorsten Schank, Claus Schnabel & Joachim Wagner*: Higher wages in exporting firms: Self-selection, export effect, or both? First evidence from German linked employer-employee data, January 2008
- No.73: *Institut für Volkswirtschaftslehre*: Forschungsbericht 2007, Januar 2008

- No.72: *Christian Growitsch and Heike Wetzel: Testing for economies of scope in European railways: An efficiency analysis*, December 2007
[revised version of Working Paper No. 29,
forthcoming in: *Journal of Transport Economics and Policy*]
- No.71: *Joachim Wagner, Lena Koller and Claus Schnabel: Sind mittelständische Betriebe der Jobmotor der deutschen Wirtschaft?*, Dezember 2007
[publiziert in: *Wirtschaftsdienst* 88 (2008), 2, 130-135]
- No.70: *Nils Braakmann: Islamistic terror, the war on Iraq and the job prospects of Arab men in Britain: Does a country's direct involvement matter?*, December 2007
- No.69: *Maik Heinemann: E-stability and stability learning in models with asymmetric information*, December 2007
- No.68: *Joachim Wagner: Exporte und Produktivität in Industriebetrieben – Niedersachsen im interregionalen und internationalen Vergleich*, Dezember 2007
- No.67: *Stefan Baumgärtner and Martin F. Quaas: Ecological-economic viability as a criterion of strong sustainability under uncertainty*, November 2007
- No.66: *Kathrin Michael: Überbrückungsgeld und Existenzgründungszuschuss – Ergebnisse einer schriftlichen Befragung drei Jahre nach Gründungsbeginn*, November 2007
- No.65: *The International Study Group on Export and Productivity: Exports and Productivity – Comparable Evidence for 14 Countries*, November 2007
[forthcoming in: *Review of World Economics* 144 (2008), 4]
- No.64: *Lena Koller, Claus Schnabel und Joachim Wagner: Freistellung von Betriebsräten – Eine Beschäftigungsbremse?*, November 2007
[publiziert in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 41 (2008), 2/3, 305-326]
- No.63: *Anne-Kathrin Last: The Monetary Value of Cultural Goods: A Contingent Valuation Study of the Municipal Supply of Cultural Goods in Lüneburg, Germany*, October 2007
- No.62: *Thomas Wein und Heike Wetzel: The Difficulty to Behave as a (regulated) Natural Monopolist – The Dynamics of Electricity Network Access Charges in Germany 2002 to 2005*, September 2007
- No.61: *Stefan Baumgärtner und Martin F. Quaas: Agro-biodiversity as natural insurance and the development of financial insurance markets*, September 2007
[published in: A. Kontoleon, U. Pascual and M. Smale (eds.): *Agrobiodiversity, conservation and economic development*, Routledge, London, 293-317]
- No.60: *Stefan Bender, Joachim Wagner, Markus Zwick: KombiFiD - Kombinierte Firmendaten für Deutschland*, September 2007
- No.59: *Jan Kranich: Too much R&D? - Vertical differentiation in a model of monopolistic competition*, August 2007
- No.58: *Christian Papilloud und Ingrid Ott: Convergence or mediation? Experts of vulnerability and the vulnerability of experts' discourses on nanotechnologies – a case study*, July 2007
[published in: *European Journal of Social Science Research* 21 (2008), 1, 41-64]
- No.57: *Ingrid Ott und Susanne Soretz: Governmental activity, integration and agglomeration*, July 2007
[published in: *ICFAI Journal of Managerial Economics* 5 (2008), 2, 28-47]

- No.56: *Nils Braakmann*: Struktur und Erfolg von Ich-AG-Gründungen: Ergebnisse einer Umfrage im Arbeitsagenturbezirk Lüneburg, Juli 2007
[revidierte Fassung erscheint in: Richter, J., Schöning, S. & Wetzel, H., Mittelstand 2008. Aktuelle Forschungsbeiträge zu gesellschaftlichen und finanzwirtschaftlichen Herausforderungen, Frankfurt am Main: Peter Lang, 2008]
- No.55: *Nils Braakmann*: Differences in the earnings distribution of self- and dependent employed German men – evidence from a quantile regression decomposition analysis, July 2007
- No.54: *Joachim Wagner*: Export entry, export exit, and productivity in German Manufacturing Industries, June 2007
[published in: International Journal of the Economics of Business 15 (2008), 2, 169-180]
- No.53: *Nils Braakmann*: Wirkungen der Beschäftigungspflicht schwerbehinderter Arbeitnehmer – Erkenntnisse aus der Einführung des „Gesetzes zur Bekämpfung der Arbeitslosigkeit Schwerbehinderter“, Juni 2007
[revidierte Fassung erscheint in: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung/ Journal for Labour Market Research 41 (2008), 1, 9-24]
- No.52: *Jan Kranich und Ingrid Ott*: Regionale Spitzentechnologie auf internationalen Märkten, Juni 2007
[erscheint in: Merz, J. und Schulte, R. (Hrsg.): Neue Ansätze der MittelstandsForschung, Münster, 2007]
- No.51: *Joachim Wagner*: Die Forschungspotenziale der Betriebspaneldaten des Monatsberichts im Verarbeitenden Gewerbe, Mai 2007
[publiziert in: AStA – Wirtschafts- und Sozialwirtschaftliches Archiv 2 (2008), 3, 209-221]
- No.50: *Stefan Baumgärtner, Frank Jöst und Ralph Winkler*: Optimal dynamic scale and structure of a multi-pollution economy, May 2007
[forthcoming in: Ecological Economics]
- No.49: *Helmut Fryges und Joachim Wagner*: Exports and productivity growth – First evidence from a continuous treatment approach, May 2007
[forthcoming in: Review of World Economics]
- No.48: *Ulrich Kaiser und Joachim Wagner*: Neue Möglichkeiten zur Nutzung vertraulicher amtlicher Personen- und Firmendaten, April 2007
[publiziert in: Perspektiven der Wirtschaftspolitik 9 (2008), 3, 329-349]
- No.47: *Joachim Wagner*: Jobmotor Mittelstand? Arbeitsplatzdynamik und Betriebsgröße in der westdeutschen Industrie, April 2007
[publiziert in: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, 76 (2007), 3, 76-87]
- No.46: *Christiane Clemens und Maik Heinemann*: Credit Constraints, Idiosyncratic Risks, and the Wealth Distribution in a Heterogenous Agent Model, March 2007
- No.45: *Jan Kranich*: Biotechnologie und Internationalisierung. Ergebnisse der Online-Befragung, März 2007
- No.44: *Joachim Wagner*: Entry, exit and productivity. Empirical results for German manufacturing industries, March 2007
[forthcoming in: German Economic Review]
- No.43: *Joachim Wagner*: Productivity and Size of the Export Market Evidence for West and East German Plants, 2004, March 2007
[publiziert in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 227 (2007), 4, 403-408]

- No.42: *Joachim Wagner*: Why more West than East German firms export, March 2007
[forthcoming in: International Economics and Economic Policy]
- No.41: *Joachim Wagner*: Exports and Productivity in Germany, March 2007
[publiziert in: Applied Economics Quarterly 53 (2007), 4, 353-373]
- No.40: *Lena Koller, Klaus Schnabel und Joachim Wagner*: Schwellenwerte im Arbeitsrecht. Höhere Transparenz und Effizienz durch Vereinheitlichung, Februar 2007
[publiziert in: Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 8 (2007), 3, 242-255]
- No.39: *Thomas Wein und Wiebke B. Röber*: Sind ausbildende Handwerksbetriebe erfolgreicher?, Januar 2007
- No.38: *Institut für Volkswirtschaft*: Forschungsbericht 2006, Januar 2007
- No.37: *Nils Braakmann*: The impact of September 11th, 2001 on the job prospects of foreigners with Arab background – Evidence from German labor market data, January 2007
[revised version forthcoming as "The impact of September 11th, 2001 on the employment prospects of Arabs and Muslims in the German labor market" in Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik / Journal of Economics and Statistics]
- No.36: *Jens Korunig*: Regulierung des Netzmonopolisten durch Peak-load Pricing?, Dezember 2006
- No.35: *Nils Braakmann*: Die Einführung der fachkundigen Stellungnahme bei der Ich-AG, November 2006
[erscheint in: Schulte, Reinhard: Neue Ansätze der MittelstandsForschung, Münster etc.: Lit, 2008]
- No.34: *Martin F. Quaas and Stefan Baumgärtner*: Natural vs. financial insurance in the management of public-good ecosystems, October 2006
[published in: Ecological Economics 65 (2008), 2, 397-406]
- No.33: *Stefan Baumgärtner and Martin F. Quaas*: The Private and Public Insurance Value of Conservative Biodiversity Management, October 2006
- No.32: *Ingrid Ott and Christian Papilloud*: Converging institutions. Shaping the relationships between nanotechnologies, economy and society, October 2006
[published in: Bulletin of Science, Technology & Society 2007 (27), 4, 455-466]
- No.31: *Claus Schnabel and Joachim Wagner*: The persistent decline in unionization in western and eastern Germany, 1980-2004: What can we learn from a decomposition analysis?, October 2006
[published in: Industrielle Beziehungen/The German Journal of Industrial Relations 14 (2007), 118-132]
- No.30: *Ingrid Ott and Susanne Soretz*: Regional growth strategies: fiscal versus institutional governmental policies, September 2006
[published in: Economic Modelling 25 (1008), 605-622]
- No.29: *Christian Growitsch and Heike Wetzel*: Economies of Scope in European Railways: An Efficiency Analysis, July 2006
- No.28: *Thorsten Schank, Claus Schnabel and Joachim Wagner*: Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer-employee data, June 2006
[published in in: Journal of International Economics 72 (2007), 1, 52-74]

- No.27: *Joachim Wagner*: Markteintritte, Marktaustritte und Produktivität
Empirische Befunde zur Dynamik in der Industrie, März 2006
[publiziert in: AStA – Wirtschafts- und Sozialwirtschaftliches Archiv 1 (2007), 3, 193-203]
- No.26: *Ingrid Ott and Susanne Soretz*: Governmental activity and private capital adjustment,
March 2006
[forthcoming in: Icfai Journal of Managerial Economics]
- No.25: *Joachim Wagner*: International Firm Activities and Innovation:
Evidence from Knowledge Production Functions for German Firms, March 2006
[published in: The Icfai Journal of Knowledge Management VI (2008), 2, 47-62]
- No.24: *Ingrid Ott und Susanne Soretz*: Nachhaltige Entwicklung durch endogene
Umweltwahrnehmung, März 2006
publiziert in: Clemens, C., Heinemann, M. & Soretz, S., Auf allen Märkten zu Hause
(Gedenkschrift für Franz Haslinger), Marburg: Metropolis, 2006, 233-256
- No.23: *John T. Addison, Claus Schnabel, and Joachim Wagner*: The (Parlous) State of German
Unions, February 2006
[published in: Journal of Labor Research 28 (2007), 3-18]
- No.22: *Joachim Wagner, Thorsten Schank, Claus Schnabel, and John T. Addison*: Works
Councils, Labor Productivity and Plant Heterogeneity: First Evidence from Quantile
Regressions, February 2006
[published in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 226 (2006), 505 - 518]
- No.21: *Corinna Bunk*: Betriebliche Mitbestimmung vier Jahre nach der Reform des BetrVG:
Ergebnisse der 2. Befragung der Mitglieder des Arbeitgeberverbandes Lüneburg
Nordostniedersachsen, Februar 2006
- No.20: *Jan Kranich*: The Strength of Vertical Linkages, July 2006
- No.19: *Jan Kranich und Ingrid Ott*: Geographische Restrukturierung internationaler
Wertschöpfungsketten – Standortentscheidungen von KMU aus regionalökonomischer
Perspektive, Februar 2006
[publiziert in: Merz, J. und Schulte, R. (Hrsg.): Fortschritte in der MittelstandsForschung,
Münster, 2006, 113-129]
- No.18: *Thomas Wein und Wiebke B. Röber*: Handwerksreform 2004 – Rückwirkungen auf das
Ausbildungsverhalten Lüneburger Handwerksbetriebe?, Februar 2006
- No.17: *Wiebke B. Röber und Thomas Wein*: Mehr Wettbewerb im Handwerk durch die
Handwerksreform?, Februar 2006
- No.16: *Joachim Wagner*: Politikrelevante Folgerungen aus Analysen mit wirtschaftsstatistischen
Einzeldaten der Amtlichen Statistik, Februar 2006
[publiziert in: Schmollers Jahrbuch 126 (2006) 359-374]
- No.15: *Joachim Wagner*: Firmenalter und Firmenperformance
Empirische Befunde zu Unterschieden zwischen jungen und alten Firmen
in Deutschland, September 2005
[publiziert in: Lutz Bellmann und Joachim Wagner (Hrsg.), Betriebsdemographie
(Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 305), Nürnberg: IAB der BA,
83-111]

- No.14: *Joachim Wagner: German Works Councils and Productivity: First Evidence from a Nonparametric Test*, September 2005
[published in: *Applied Economics Letters* 115 (2008), 727-730]
- No.13: *Lena Koller, Claus Schnabel und Joachim Wagner: Arbeitsrechtliche Schwellenwerte und betriebliche Arbeitsplatzdynamik: Eine empirische Untersuchung am Beispiel des Schwerbehindertengesetzes*, August 2005
[publiziert in: *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung/ Journal for Labour Market Research* 39 (2006), 181-199]
- No.12: *Claus Schnabel and Joachim Wagner: Who are the workers who never joined a union? Empirical evidence from Germany*, July 2005
[published in: *Industrielle Beziehungen/ The German Journal of Industrial Relations* 13 (2006), 118-131]
- No.11: *Joachim Wagner: Exporte und Produktivität in mittelständischen Betrieben Befunde aus der niedersächsischen Industrie (1995 – 2004)*, June 2005
[publiziert in: *Niedersächsisches Landesamt für Statistik, Statistische Berichte Niedersachsen, Sonderausgabe: Tagung der NLS am 9. März 2006, Globalisierung und regionale Wirtschaftsentwicklung - Datenlage und Datenbedarf in Niedersachsen. Hannover, Niedersächsisches Landesamt für Statistik, Juli 2006, 18 – 29]*
- No.10: *Joachim Wagner: Der Noth gehorchend, nicht dem eignen Trieb. Nascent Necessity and Opportunity Entrepreneurs in Germany. Evidence from the Regional Entrepreneurship Monitor (REM)*, May 2005
[published in: *RWI: Mitteilungen. Quarterly* 54/ 55 (2003/04), 287-303
{published June 2006}]
- No. 9: *Gabriel Desgranges and Maik Heinemann: Strongly Rational Expectations Equilibria with Endogenous Acquisition of Information*, March 2005
- No. 8: *Joachim Wagner: Exports, Foreign Direct Investment, and Productivity: Evidence from German Firm Level Data*, March 2005
[published in: *Applied Economics Letters* 13 (2006), 347-349]
- No. 7: *Thomas Wein: Associations' Agreement and the Interest of the Network Suppliers – The Strategic Use of Structural Features*, March 2005
- No. 6: *Christiane Clemens and Maik Heinemann: On the Effects of Redistribution on Growth and Entrepreneurial Risk-Taking*, March 2005
- No. 5: *Christiane Clemens and Maik Heinemann: Endogenous Redistributive Cycles – An overlapping Generations Approach to Social Conflict and Cyclical Growth*, March 2005
- No. 4: *Joachim Wagner: Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm Level Data*, March 2005
[published in: *The World Economy* 30 (2007), 1, 60-82]
- No. 3: *Thomas Wein and Reimund Schwarze: Is the Market Classification of Risk Always Efficient? - Evidence from German Third Party Motor Insurance*, March 2005
- No. 2: *Ingrid Ott and Stephen J. Turnovsky: Excludable and Non-Excludable Public Inputs: Consequences for Economic Growth*, June 2005 (Revised version)
[published in: *Economica* 73 (2006), 292, 725-742
also published as CESifo Working Paper 1423]

No. 1: *Joachim Wagner*: Nascent and Infant Entrepreneurs in Germany.
Evidence from the Regional Entrepreneurship Monitor (REM), March 2005
[erschienen in: Joachim Merz, Reinhard Schulte (Hrsg.), Neue Ansätze der
MittelstandsForschung, Berlin: Lit Verlag 2008, S.395-411]

Leuphana Universität Lüneburg
Institut für Volkswirtschaftslehre
Postfach 2440
D-21314 Lüneburg
Tel.: ++49 4131 677 2321
email: brodt@leuphana.de
www.leuphana.de/vwl/papers