

# Mit 55 zum alten Eisen? Eine Analyse des Alterseinflusses auf die Produktivität anhand des LIAB\*

Lutz Schneider\*\*

Angesichts der sich abzeichnenden Alterung der Erwerbsfähigen in Deutschland sowie der unzureichenden Arbeitsmarktchancen Älterer stellt sich die Frage, welchen Einfluss das Lebensalter auf die Produktivität von Beschäftigten ausübt. Aus gerontologischer Sicht ist – aufgrund gegenläufiger Entwicklungsverläufe von zentralen Leistungskomponenten – ein umgekehrt u-förmiger Verlauf des Alters-Produktivitäts-Profiles zu erwarten. Das höchste Leistungsniveau sollte im Bereich der mittleren Jahrgänge erreicht werden, während sowohl die Jüngeren als auch die Älteren ein deutlich vermindertes Leistungsniveau aufweisen dürften.

Zur Überprüfung dieser These wird der Linked-Employer-Employee-Datensatz des Instituts für Arbeitsmarkt und Berufsforschung (LIAB) herangezogen. Auf der Basis einer betrieblichen Produktionsfunktion wird mittels regressionsanalytischer Methoden getestet, ob und wie sich die Altersstruktur der Beschäftigten eines Betriebes auf dessen Produktivität auswirkt, wobei zwischen Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes und des Dienstleistungssektors unterschieden wird.

Allgemein lassen die realisierten Querschnittsschätzungen des Jahres 2003 eine positive Korrelation des Anteils der Beschäftigten im mittleren Alter (35–44 Jahre) und der betrieblichen Produktivität erkennen. Im Verarbeitenden Gewerbe zeigt sich des Weiteren ein negativer Zusammenhang zwischen Produktivität und Größe der jüngsten Altersgruppe (15–24 Jahre). Alles in allem spricht dies für einen umgekehrt u-förmigen Verlauf des Alters-Produktivitäts-Profiles in diesem Sektor. Im Dienstleistungssektor hingegen wirkt bereits die jüngste Altersgruppe produktivitätsfördernd im Vergleich zur Referenzgruppe der 55- bis 64-Jährigen.

## Gliederung

1	Einleitung	4	Daten und empirisches Vorgehen
2	Alter und Produktivität – Zum Stand der Forschung	5	Ergebnisse
2.1	Die Wirkung des Alters – Theoretische Grundlagen	5.1	Basismodell
2.2	Empirische Befunde zu Alter und Produktivität	5.2	Erweiterungen
3	Modell	6	Fazit
3.1	Betriebliche Produktionsfunktion		Literatur
3.2	Heterogenitätsparameter		Anhang

\* Der Beitrag wurde im Januar 2007 von der/dem betreuenden Herausgeber/in zur Publikation freigegeben.

\*\* Der Autor dankt Harald Lehmann, Jan Sauermann, Kerstin Wagner sowie zwei anonymen Gutachtern für wertvolle Hinweise.

## 1 Einleitung

Die vorliegende Untersuchung thematisiert den Einfluss des Alters auf die Leistungsfähigkeit von Erwerbstätigen in Deutschland. Grundsätzlich ist diese Fragestellung aus zweierlei Gründen von Interesse.

Erstens ist aus *demographischer* Sicht auf die zunehmende Alterung der erwerbsfähigen Bevölkerung hinzuweisen – ein Effekt, der durch die sukzessive Erhöhung des gesetzlichen Renteneintrittsalters auf 67 Jahre noch verstärkt wird.<sup>1</sup> Sollte sich die Alterung dämpfend auf die Produktivitätsentwicklung in Deutschland auswirken, verstärkten sich die alterungsbedingten ökonomischen Probleme erheblich. Einerseits hätte die Ökonomie eine steigende Versorgungslast durch anwachsende Rentnergenerationen zu verkraften, andererseits geriete das Wachstum des Wohlstands auch durch eine gedämpfte Produktivitätsentwicklung unter Druck. Die in der Öffentlichkeit nicht selten vertretene These, dass eine demographisch induzierte Verringerung des Faktoreinsatzes von Arbeit durch eine Steigerung der Arbeitsproduktivität zu kompensieren sei, erwies sich dann als wenig stichhaltig.

Mit dem Zusammenhang von Alter und Produktivität ist zweitens ein Problemhorizont angerissen, welcher über langfristige demographische Aspekte hinaus für die aktuelle *Arbeitsmarktforschung* von genuinem Interesse sein sollte. So stellt sich vor dem Hintergrund der beabsichtigten Erhöhung des gesetzlichen Renteneintrittsalters die Frage, ob und auf welchem Weg die Beschäftigungsfähigkeit von älteren Arbeitnehmern verbessert werden kann. Die Frage nach der Produktivität Älterer ist in diesem Kontext höchst bedeutsam, steht doch in der öffentlichen Debatte die These im Raum, dass die gegenläufige Entwicklung von Lohn und Produktivität für die geringen Erwerbchancen Älterer verantwortlich sei. Demnach würden die Löhne und Gehälter mit zunehmendem Alter senioritätsbedingt steigen, während sich die individuelle Produktivität verminderte. Auch wenn die vorliegende Untersuchung Lohnaspekte ausblendet, kann sie doch zur Beantwortung der Teilfrage nach dem Alters-Produktivitäts-Profil herangezogen werden.

Obwohl die Wirkungen der gesellschaftlichen Alterung im öffentlichen Diskurs mittlerweile einen fes-

ten Platz einnehmen, finden sich doch nur wenige empirische Studien, welche sich der vorliegenden Fragestellung des Einflusses der Alterung auf die Produktivität widmen, eine gewisse Repräsentativität aufweisen und nicht allein auf der Beurteilung durch Vorgesetzte beruhen.<sup>2</sup> Für Deutschland fehlen derartige Untersuchungen gänzlich,<sup>3</sup> nicht zuletzt aufgrund des Mangels an geeigneten Datensätzen. Die Bereitstellung eines Linked-Employer-Employee-Datensatzes durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) der Bundesagentur für Arbeit (LIAB-Datensatz) ermöglicht es nun, den Alterseinfluss auch für Deutschland angemessen zu untersuchen und damit eine Forschungslücke zu schließen. Der Vorteil des LIAB-Datensatzes besteht darin, dass sowohl Angaben zur betrieblichen Leistungserstellung als auch zu den individuellen Merkmalen der im Betrieb Beschäftigten enthalten sind. Damit lässt sich die Frage, wie produktivitätswirksam verschiedene Altersgruppen in Deutschland sind, zielgenau klären. Weil eine solche Studie für Deutschland bisher nicht vorliegt, können die Ergebnisse nur mit den wenigen Arbeiten, welche sich auf Linked-Employer-Employee-Datensätze anderer Länder stützen, verglichen werden. Dabei zeigt sich, dass der LIAB – über die Berücksichtigung von Teilzeiteffekten und des Einflusses von betrieblicher Erfahrung – eine vollständigere Analyse erlaubt als viele der bisherigen Untersuchungen.

Der Beitrag beginnt – nach einer Skizze gerontologischer Grundlagen – mit einem knappen Überblick über die empirisch orientierte Literatur, welche sich mit dem Einfluss des Alters auf die Produktivität befasst hat. Im Kapitel 3 wird das Modell erläutert, auf welchem die vorliegende Analyse gründet. Es folgt eine Beschreibung des verwendeten LIAB-Datensatzes. Der fünfte Teil präsentiert die ökonometrischen Ergebnisse, ein kurzes Fazit beschließt die Untersuchung.

## 2 Alter und Produktivität – Zum Stand der Forschung<sup>4</sup>

### 2.1 Die Wirkung des Alters – Theoretische Grundlagen

Ein erheblicher Teil der gerontologischen Forschung, welche den Zusammenhang von Alterung und individueller Leistungsfähigkeit untersucht,

<sup>1</sup> In Deutschland wird der Altersdurchschnitt der erwerbsfähigen Bevölkerung bis 2035 laut 10. Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes um ca. 2,5 Jahre ansteigen, die angekündigte Steigerung des Rentenzutrittsalters ist hierbei eingerechnet.

<sup>2</sup> Die Diskussion der entsprechenden Literatur erfolgt in Kapitel 2.

<sup>3</sup> Eine Ausnahme bildet Lehmann (2006).

<sup>4</sup> Eine Darstellung der relevanten Literatur bieten Börsch-Supan, Düzgün und Weiss (2005) sowie Skirbekk (2003).

widmet sich der Entwicklung *bestimmter* Kompetenzen und Fähigkeiten im Altersverlauf – in grober Einteilung lässt sich dabei zunächst zwischen physischen, kognitiven und sozialen Fähigkeiten unterscheiden. Keinen Zweifel gibt es am Nachlassen körperlicher Fähigkeiten mit zunehmendem Alter. Dies betrifft sowohl motorische wie sensorische Aspekte, wobei letztere schon teilweise in den Bereich der kognitiven Kompetenzen fallen, insofern etwa die Wahrnehmungsfähigkeit berührt ist. Freilich ist zu betonen, dass physische Fähigkeiten im modernen Erwerbsleben eine immer geringere Rolle spielen. Insofern dürfte sich deren Verlust nur auf stark körperlich geprägte Berufsfelder auswirken.

Hinsichtlich der kognitiven Fähigkeiten lässt sich eine solch eindeutige Wirkung des Alterns nicht nachweisen. Es muss vielmehr zwischen zwei Komponenten unterschieden werden – der fluiden Prozesskomponente und der kristallinen Wissenskomponente.<sup>5</sup> Die fluide Intelligenz wird insbesondere für die Lösung neuer, bisher nicht aufgetretener Probleme benötigt. Sie äußert sich in einer schnellen Auffassungsgabe, einer hohen Verarbeitungsgeschwindigkeit von Informationen, im schlussfolgernden Denken und in der Abstraktionsfähigkeit. Die kristalline Intelligenz hingegen steuert stark erfahrungs- und sprachbasierte Aktivitäten, ihre Ausbildung ist weniger biologisch als kulturell determiniert, insofern sie auf im Altersverlauf erworbenem Wissen und Fähigkeiten gründet.<sup>6</sup> Beide Formen der Intelligenz entwickeln sich im Zeitverlauf daher auch sehr verschiedenartig. Während die fluide Komponente schon ab einem Lebensalter von 30 Jahren sukzessive abnimmt, bleibt die kristalline Komponente bis ins hohe Alter stabil, unter günstigen Umständen ist sogar eine Steigerung möglich. Da die kristallinen Funktionen auch das Wissen über soziale Bezüge, mithin den mitmenschlichen Umgang umfassen, verwundert es nicht, dass die soziale Kompetenz im Alter ebenfalls gewährleistet bleibt, unter Umständen über die Akkumulation von Interaktionserfahrung sogar anwächst.

Ein generelles Ergebnis der Gerontologie besagt darüber hinaus, dass es *die* Alterung nicht gibt. Die Variabilität der individuellen Fähigkeiten wächst im Zeitverlauf rapide an, was die breite Streuung der Befunde zum Zusammenhang von Alter und Pro-

duktivität erklären dürfte (Pack et al. 1999). Die individuellen Unterschiede sind dabei nur zum Teil genetisch bedingt, Umfeldbedingungen sowie die Lebens- und Arbeitsgestaltung scheinen die Streuung in noch höherem Maße zu erklären. Damit ist gleichzeitig ausgesagt, dass die Alterung keinem naturgegebenen Muster folgt, sondern in erheblichem Umfang – bspw. durch gezielte Trainingsmaßnahmen – beeinflussbar ist.

Auch wenn diese individuelle Verschiedenartigkeit des Alterungsprozesses nur Tendenzaussagen zulässt, so lässt die gerontologische Forschung eine Verschlechterung der Leistungsfähigkeit Älterer im Bereich von stark körperlich geprägter Arbeit erwarten. Daneben sollten Tätigkeiten, die eine hohe Geschwindigkeit und Flexibilität der Informationsverarbeitung sowie den Umgang mit neuartigen Problemen erfordern, durch die Alterung negativ beeinflusst werden. Ein gegenteiliger Effekt kann hingegen dort vermutet werden, wo soziale Kompetenz und Erfahrungswissen die zentralen Arbeitsanforderungen darstellen.

## 2.2 Empirische Befunde zu Alter und Produktivität

Die ökonometrischen Analysen zur Schätzung des Zusammenhangs von Produktivität und Lebensalter unterscheiden sich primär in der Form, wie die individuelle Produktivität gemessen wird.<sup>7</sup> Es lassen sich vier Herangehensweisen unterscheiden. Die erste Alternative zur Messung der individuellen Produktivität stützt sich auf die Einschätzung durch Vorgesetzte. Die zweite Strategie besteht darin, die Untersuchung auf Tätigkeitsbereiche zu beschränken, deren Ergebnis individuell zurechenbar und gut messbar ist. Der dritte Ansatz benutzt den Lohn als Proxy für die individuelle Produktivität. Das vierte Vorgehen misst die individuelle Produktivität als Beitrag der Beschäftigten zur Produktivität des gesamten Unternehmens und baut auf komplexen Linked-Employer-Employee-Datensätzen auf. Da die vorliegende Untersuchungen auf dieser letzten Methode beruht, werden die wenigen auf diesem Gebiet veröffentlichten Arbeiten gesondert diskutiert.

### *Konventionelle Auswertungsstrategien*

Ein traditioneller Weg, die Produktivität Älterer zu messen, beruht auf der Einschätzung durch Vorge-

<sup>5</sup> Die Unterscheidung geht auf Catell (1971) zurück.

<sup>6</sup> Teilweise wird in der Forschung daher statt von fluider und kristalliner Intelligenz auch von der Mechanik bzw. Pragmatik der Intelligenz gesprochen. Damit soll der biologisch-genetische Charakter der fluiden Komponente bzw. der soziokulturelle Ursprung der kristallinen Form verdeutlicht werden (Baltes/Dittmann-Kohli/Dixon 1984).

<sup>7</sup> Vgl. zum Folgenden Skirbekk (2003: 10ff.) sowie Prskawetz et al. (2005: 27ff.).

setzte. Die Analysen zeigen größtenteils keinen oder nur einen schwachen Zusammenhang zwischen Alter und Produktivität (Medoff/Abraham 1980; Waldmann/Avolio 1986; McEvoy/Cascio 1989). Empirische Evidenz ist allenfalls für die These zu finden, dass Berufserfahrung die Leistung besser erklärt als das Alter (Avolio et al. 1990). Drei neuere auf Deutschland bezogene Untersuchungen kommen zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen. Während Bellmann, Kistler und Wahse (2003) auf Basis der IAB-Betriebspanel-Befragung keine Indizien für eine prinzipiell schlechtere Bewertung der Leistungsfähigkeit älterer Beschäftigter finden, dominieren in der Managerbefragung von Buchhorn und Maurer (2001) sehr pessimistische Einschätzungen hinsichtlich der Leistungsfähigkeit älterer Führungskräfte. Umgekehrt fällt die Beurteilung von Ingenieuren im Alter von über 45 Jahren in einer Befragung von 389 deutschen Industrieunternehmen (Fraunhofer IAO/VDI Nachrichten 2002) sehr positiv aus. Diese Ambivalenz der Bewertungen erschwert eine eindeutige Aussage zu den wahrgenommenen Alterseffekten. Aus methodologischer Sicht sprechen darüber hinaus einige Gründe dafür, dass die Einschätzungen Vorgesetzter systematisch verzerrt sind, die wahrgenommene bzw. kundengegebene Produktivität Älterer mithin wenig über deren tatsächliche Leistung aussagt. Insbesondere die Loyalität zu älteren Beschäftigten dürfte zu einer Überschätzung der Produktivität führen, weswegen die Resultate wenig Rückschlüsse auf die faktische Leistungsfähigkeit Älterer erlauben (Skirbekk 2003).<sup>8</sup>

Im Rahmen der zweiten Alternative wird versucht, den relevanten Zusammenhang von Alter und individueller Leistungsfähigkeit direkt abzubilden.<sup>9</sup> Der Nachteil besteht freilich in der Beschränkung auf Bereiche, in denen die erbrachte Leistung tatsächlich nur von einer Person verantwortet wird. Die ökonomische Literatur beschränkt sich dabei weitgehend auf den Bereich der künstlerischen und wissenschaftlichen Produktion. So untersuchen etwa Lehman (1953), Stephan und Levin (1991), Oster und Hamermesh (1998) sowie Kanazawa (2003) anhand von Erfindungen bzw. der Publikationstätigkeit die Leistungsfähigkeit von Forschern in Abhängigkeit vom Alter. Agnello (1994), Miller (1999), Lanyon und Smith (1999) sowie Galenson und

Weinberg (2000) führen ähnliche Analysen auf Basis der Kunstproduktion durch. Die Ergebnisse zeigen in der Regel einen umgekehrt u-förmigen Verlauf des Alters-Produktivitäts-Profiles, wobei sich der Zeitpunkt des Maximums an Leistungsfähigkeit je nach Studie im Alter von 25–50 Jahren befindet und somit eine recht weite Spanne umfasst. Vor dem Hintergrund der gerontologischen Forschung ist hier freilich anzumerken, dass Produktivität in den genannten Bereichen stark an Innovationsfähigkeit geknüpft ist und damit an Kompetenzen, die stärker die herausgestellte Komponente der fluiden Intelligenz betreffen. Daher sollte der negative Alterseinfluss wenig überraschen.

Die dritte Strategie, den Lohn als Proxy für die Produktivität heranzuziehen, geht im Wesentlichen auf die Arbeiten von Kotlikoff und Wise (1989) bzw. Kotlikoff und Gokhale (1992) zurück. Die Autoren untersuchen die Produktivität von Vertriebsmitarbeitern, Managern und Büroangestellten einer großen US-Firma. Dabei wird die Produktivität einer Altersgruppe nicht über den durchschnittlichen Lohn gemessen, sondern über den Lohn von neu-eingestellten Mitarbeitern einer bestimmten Altersklasse.<sup>10</sup> Für Vertriebsmitarbeiter finden die Autoren einen flachen konkaven Verlauf mit einem vergleichsweise späten Leistungsmaximum im Alter von 45–55 Jahren. Erst ab 60 Jahren nimmt die Produktivität dieser Gruppe deutlich ab. Die Produktivität für Manager fällt im Alter sehr viel früher und schneller ab, die Produktivitätsentwicklung für Büroangestellte befindet sich zwischen den beiden Kategorien.

In der auf Deutschland bezogenen Untersuchung kommt Lehmann (2006) zu einem leicht abweichenden Ergebnis. Nach der Korrektur der Stichprobe um nicht-leistungsgerechte Löhne wird ein Alters-Produktivitäts-Profil geschätzt, welches für Arbeiter und Angestellte konkav verläuft und das Maximum bereits bei 37 bzw. 45 Jahren erreicht. Für die Gruppe der Selbständigen hingegen ergibt sich ein bis zum Renteneintritt hin monoton steigender Verlauf.<sup>11</sup>

<sup>8</sup> Nichtsdestotrotz sind diese Befunde für die Arbeitsmarktforschung höchst relevant, insofern sie Erkenntnisse zu den *Einstellungen* gegenüber älteren Beschäftigten liefern.

<sup>9</sup> Freilich ist selbst bei diesem Vorgehen nicht immer sichergestellt, dass der gemessene Output tatsächlich dieselbe Leistung betrifft. So erlaubt die Zahl der Romane eines Schriftstellers nur bedingt Rückschlüsse auf deren Qualität, damit aber auch auf die Produktivität des Romanciers.

<sup>10</sup> Die Methode ist weit subtiler als hier dargestellt, da die Gleichsetzung von Produktivität und Lohn eines Neueingestellten nur für die letzte Erwerbsperiode gilt. Aus dem Barwert des gesamten Einkommens und der Identität von Lohn und Produktivität in der letzten Periode lassen sich aber sukzessive auch die Produktivitäten der übrigen Erwerbsperioden berechnen.

<sup>11</sup> Dieses Ergebnis erinnert an die klassische Arbeit von Lazear und Moore (1984). Die Autoren zeigen, dass das Alters-Lohnkurven-Profil für Angestellte und Arbeiter steiler verläuft als für Selbständige. Dies wird freilich als Indiz dafür genommen, dass die Entlohnung der Nicht-Selbständigen nicht nur produktivitäts-, sondern auch anreizorientiert erfolgt.

Das grundsätzliche Problem der lohnorientierten Ansätze besteht im unterstellten Zusammenhang von Lohn und Produktivität. Zwar wird selten eine simple Identität dieser beiden Größen angenommen, dennoch weisen auch die ausgefeilteren Methodologien sehr restriktive Prämissen hinsichtlich dieser Relation auf, welche angesichts gegensätzlicher Theorien zur Entwicklung des Lohn-Produktivitäts-Verhältnisses kaum mehrheitsfähig sind (Skirbekk 2003).

### *Produktivitätsanalysen mit Linked-Employer-Employee-Datensätzen*

Der im vorliegenden Beitrag gewählte Ansatz zur Schätzung des Einflusses des Lebensalters auf die Leistung von Erwerbstätigen ist in den Bereich der Linked-Employer-Employee-Studien einzuordnen. Während die Nutzung solcher Datensätze für Deutschland gerade erst an Bedeutung gewinnt,<sup>12</sup> wird im internationalen Kontext schon länger davon Gebrauch gemacht. Dabei wurde in einigen Arbeiten zur Arbeitsmarktforschung auch der im vorliegenden Kontext relevante Zusammenhang von Alterung und Produktivität thematisiert.<sup>13</sup> Der Großteil der Studien weist einen Zusammenhang zwischen Alterung und Produktivität nach, der – ähnlich den im vorigen Abschnitt dargestellten Ergebnissen – umgekehrt u-förmig verläuft.

In ihrer Untersuchung französischer Betriebe analysieren Crépon, Deniau und Perez-Duarte (2002) den Einfluss des Anteils von vier Altersgruppen (unter 25, 25–34, 34–49, 50+) auf die betriebliche Leistungsfähigkeit, wobei die Autoren zwischen dem Industriesektor und den übrigen Branchen unterscheiden. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die Gruppe der 25- bis 34-Jährigen den stärksten Einfluss auf die Produktivität ausübt. Im Industriesektor liegt deren Produktivität um 20 Prozent über der Leistungsfähigkeit der Jüngsten und immer noch 10 Prozent über den beiden älteren Gruppen. In den übrigen Branchen ist dieser Verlauf noch stärker ausgeprägt, insbesondere fällt die Produktivität der über 49-Jährigen fast auf das Niveau der jüngsten Gruppe zurück. Ähnliche Ergebnisse weisen Prskawetz et al. (2005) in ihrer Untersuchung schwedi-

scher Industriebetriebe im Zeitraum von 1985–1996 bzw. eines Querschnitts österreichischer Industriebetriebe von 2001 aus, auch wenn deren Klassierung sehr viel gröber ist (unter 30, 30–49, 50+). Der Anteil der 30- bis 49-Jährigen erzielt in nahezu allen Spezifikationen den größten Produktivitätsbeitrag. Die Autoren schließen daher auf ein „hump shaped“ Alters-Produktivitäts-Profil. Haltiwanger, Lane und Spletzer (1999) kommen in ihrer auf Maryland/US bezogenen Studie zu einem leicht abweichenden Ergebnis. Für den Querschnitt der Betriebe, welche mindestens zehn Angestellte beschäftigen, zeigt sich zwar ein negativer Zusammenhang zwischen dem Produktivitätsniveau, gemessen als logarithmierter Umsatz je Beschäftigtem, und dem Anteil der Gruppe der über 55-Jährigen. Hingegen ist ein negativer Einfluss der Jüngeren (unter 30) nicht erkennbar. Auch Barrington und Troske (2001) konstatieren eine signifikant negative Korrelation zwischen dem Anteil der über 50-Jährigen und der betrieblichen Arbeitsproduktivität, wobei die Produktivitätsrückgänge im Dienstleistungssektor und im Einzelhandel stärker ausgeprägt sind als in der Industrie.

Der durch die erwähnten Studien belegte Zusammenhang von Alterung und betrieblicher Produktivität wird von Hellerstein, Neumark und Troske (1999) zumindest teilweise bestritten. In deren Linked-Employer-Employee-Analyse von 3.100 US-Firmen können im Basis-Modell, in dem die Produktivität über den Output gemessen wird, keine signifikanten Unterschiede in der Produktivität der drei untersuchten Altersgruppen (unter 35, 35–54, über 54) ausgemacht werden. Wird die Produktivität in einer alternativen Spezifikation nicht über den Output, sondern die Wertschöpfung gemessen, so ergibt sich freilich ein signifikant positiver Produktivitätseffekt des Anteils der 35- bis 54-Jährigen gegenüber den übrigen Gruppen. Vor diesem Hintergrund können auch Hellerstein, Neumark und Troske die Hypothese, dass die Alterung eine Auswirkung auf die betriebliche Produktivität hat, nicht verwerfen.

Die zitierten Studien weisen allerdings zwei Schwachpunkte auf, die eine Interpretation des Alters-Produktivitäts-Profiles erschweren, wenn nicht verzerren können. Einerseits werden in der Regel nur drei Altersgruppen unterschieden – einzig Crépon, Deniau und Perez-Duarte (2002) weisen vier auf. Bei einer zu geringen Zahl von Klassen kann jedoch nicht ausgeschlossen werden, dass Produktivitätsunterschiede innerhalb der Gruppen verdeckt bleiben. Andererseits wird in den Studien der Einfluss der Dauer der Betriebszugehörigkeit nicht berücksichtigt. Insofern diese Größe die Akkumulation von betriebspezifischen

<sup>12</sup> Für einen Überblick zur Nutzung des LIAB vgl. die Literaturlistenbank des Forschungsdatenzentrums am IAB (<http://iab.de/asp/info/thema.asp>).

<sup>13</sup> Einen knappen Überblick über die Forschung bietet Skirbekk (2003). Die meisten Studien, welche den Zusammenhang von Produktivität und Alterung schätzen, sind über diese Problematik hinaus auf die Frage der produktivitätsorientierten Lohnfindung fokussiert. Mithin wird zusätzlich die Korrelation von Lohnentwicklung und Alterung untersucht, um daraus auf die Existenz bzw. Nicht-Existenz von leistungsgemäßen Löhnen schließen zu können.

schem Erfahrungswissen abbildet, kann deren Vernachlässigung zu verzerrten Schätzern des Alterseinflusses führen.

Die einzige Studie, welche den Effekt des Alters und der betrieblichen Erfahrung berücksichtigt, ist die Untersuchung von Ilmakunnas, Maliranta und Vainiomäki (2004). In der Tat weisen die Autoren in ihrer Analyse eines Panels von ca. 4.000 finnischen Industriebetrieben einen signifikanten Einfluss der mittleren Betriebszugehörigkeitsdauer der Beschäftigten auf die Produktivität des Betriebes aus. Der Einfluss zeigt einen konkaven Verlauf mit einem Maximum bei einer Zugehörigkeit von ca. drei Jahren.<sup>14</sup> Der Alters-Produktivitäts-Verlauf weist ebenfalls eine konkave Struktur auf, die Leistungsspitze wird im Alter von ca. 40 Jahren erreicht. Ein Nachteil der Schätzspezifikation der Autoren besteht allerdings in der Verwendung des Durchschnittsalters und der Standardabweichung als Maß für die Altersstruktur der Belegschaften. Die Berücksichtigung allein dieser Momente der jeweiligen betrieblichen Altersverteilung nutzt die Informationen der Daten vergleichsweise schlecht. Ein Indiz dafür ist das errechnete Leistungsmaximum im Alter von 40 Jahren. Dieser Wert liegt nur knapp über dem Durchschnittsalter der Belegschaften von 39 Jahren, was dafür spricht, dass diese Größe eine nur geringe Streuung aufweist.<sup>15</sup> Aus diesem Grund ist eine Modellierung über eine differenziertere Altersstruktur dem von Ilmakunnas, Maliranta und Vainiomäki gewählten Vorgehen vorzuziehen, auch wenn sich daraus kein stetiger funktionaler Zusammenhang zwischen Alter und Produktivität konstruieren lässt.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Linked-Employer-Employee-Forschung im Allgemeinen einen signifikanten Einfluss des Alters auf die Produktivität nachweist. Insbesondere der positive Einfluss der mittleren Altersgruppe stellt ein fast einheitliches, branchen- und länderübergreifendes Ergebnis dar. Daneben findet sich Evidenz für eine im Vergleich zu den leistungsfähigen mittleren Gruppen geringe Produktivität der unter 25-Jährigen, die in etwa auf dem Niveau der ältesten Beschäftigten liegt. Freilich muss kritisch angemerkt werden, dass die empirischen Ergebnisse durch Vernachlässigung des Einflusses betrieblicher Erfah-

rung und die recht grobe Altersklassierung unter Vorbehalt zu setzen sind. Diesen Kritikpunkten soll im Folgenden Rechnung getragen werden.

### 3 Modell

#### 3.1 Betriebliche Produktionsfunktion

Das der Schätzung zugrunde gelegte Modell geht auf Hellerstein, Neumark und Troske (1999) sowie Crépon, Deniau und Perez-Duarte (2002) zurück. Ausgegangen wird von einer für jeden Betrieb unterstellten Produktionsfunktion des Cobb-Douglas-Typs,<sup>16</sup> welche die Heterogenität des Faktoreinsatzes für Arbeit berücksichtigt:

$$Y = AK^\alpha \left( \sum_{i=1}^z q_i L_i \right)^\beta + u \quad (1)$$

Hierbei steht  $Y$  für die Wertschöpfung des Betriebes,  $A$  bildet als totale Faktorproduktivität das technologische Niveau des Produktionsprozesses ab,  $K$  den Kapitaleinsatz und  $L$  den Einsatz des Faktors Arbeit, der sich aus  $z$  heterogenen Typen – z. B. aus verschiedenen Altersgruppen – zusammensetzt. Der Parameter  $q_i$  steht für die Produktivität des jeweiligen Typs. Deren additive Verknüpfung impliziert die Annahme perfekter Substituierbarkeit zwischen den einzelnen Komponenten. Die Parameter  $\alpha$  und  $\beta$  stellen die partiellen Produktionselastizitäten dar. Den Fehlerterm symbolisiert  $u$ .

In logarithmierter Schreibweise ergibt sich:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln \sum_{i=1}^z q_i L_i + u \quad (2)$$

Zur besseren ökonomischen Handhabbarkeit lässt sich der Term des heterogenen Faktors Arbeit umformulieren:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^z q_i L_i &= q_1 L + \sum_{i=2}^z (q_i - q_1) L_i = \\ &= q_1 L \left[ 1 + \sum_{i=2}^z \left( \frac{q_i}{q_1} - 1 \right) \frac{L_i}{L} \right] \end{aligned} \quad (3)$$

Logarithmieren ergibt:

<sup>14</sup> Der Verlauf wird durch die unterstellte quadratische Funktion in gewissem Umfang vorbestimmt.

<sup>15</sup> Eine Angabe zur Streuung des Durchschnittsalters findet sich in der Untersuchung nicht. Darüber hinaus zeigen sich die Probleme des Ansatzes auch darin, dass die Schätzer des Alterseinflusses erst in der fünften und letzten Modellvariante signifikant werden, und dies nur unter Verwendung von Pooled-OLS. Die Fixed- und Random-Effects-Schätzungen zeigen keinen signifikanten Alterseinfluss.

<sup>16</sup> Sowohl Hellerstein, Neumark und Troske (1999) als auch Crépon, Deniau und Perez-Duarte (2002) verweisen darauf, dass eine weniger restriktive Modellierung über eine TransLog-Funktion die Allgemeinheit der Ergebnisse nicht beeinträchtigt. Insofern scheint die Wahl einer Cobb-Douglas-Struktur gerechtfertigt.

$$\ln \sum_{i=1}^z (q_i L_i) = \ln q_1 + \ln L + \ln \left[ 1 + \sum_{i=2}^z \left( \frac{q_i}{q_1} - 1 \right) \frac{L_i}{L} \right] \quad (4)$$

Durch Anwendung der Näherungsformel  $\ln(1+x) \approx x$  für kleine  $x$  lässt sich aus Gleichung 4 folgender Zusammenhang ableiten:

$$\ln \sum_{i=1}^z (q_i L_i) = \ln q_1 + \ln L + \sum_{i=2}^z \lambda_i \frac{L_i}{L} \quad \text{mit } \lambda_i = \frac{q_i}{q_1} - 1 \quad (5)$$

Der Parameter  $\lambda_i$  steht für die Produktivität des Typs  $i$  in Relation zur Produktivität der Referenzgruppe des Typs 1. Ein  $\lambda$  kleiner Null bedeutet der Definition zufolge eine geringere Produktivität der jeweiligen Gruppe im Vergleich zur Referenz, ein positives  $\lambda$  signalisiert dementsprechend eine höhere Produktivität. Die gesamte logarithmierte Produktionsfunktion kann nun umgeschrieben werden in:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \left[ \ln q_1 + \ln L + \sum_{i=2}^z \lambda_i \frac{L_i}{L} \right] + u \quad (6)$$

In die resultierende Schätzgleichung gehen für jeden Betrieb somit dessen technologisches Niveau, der Kapitaleinsatz, das eingesetzte Arbeitsvolumen sowie der Anteil der Beschäftigten eines bestimmten Typs an der Gesamtzahl der Belegschaft eines Betriebes ein. Geschätzt werden die partiellen Produktionselastizitäten und die Parameter, welche die relative Produktivität im Vergleich zur Referenzgruppe angeben.

Unterstellt man zur Veranschaulichung vier Typen von Arbeitskräften – differenziert in jung und alt ( $j/a$ ) sowie in weiblich und männlich ( $w/m$ ) – so resultierte folgende Gleichung:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \left[ \ln q_{jw} + \ln L + \lambda_{jm} \frac{L_{jm}}{L} + \lambda_{am} \frac{L_{am}}{L} + \lambda_{aw} \frac{L_{aw}}{L} \right] + u \quad (7)$$

Im Beispiel fungieren die jungen weiblichen Arbeitskräfte ( $jw$ ) als Referenzgruppe. Ist die Produktivität eines Typus größer als die der Referenz ( $\lambda_{xx} > 0$ ), dann ergibt sich ein positiver Produktionsbeitrag dieser Gruppe. Dieser wirkt umso stärker, je höher der Anteil des jeweiligen Typs an der Gesamtzahl der Arbeitskräfte ist ( $L_{xx}/L$ ).

### 3.2 Heterogenitätsparameter

Aus Gleichung 6 lassen sich zwar die Größen identifizieren, die üblicherweise in einer Produktionsfunktion Platz finden, die zu untersuchenden Heterogenitätsparameter des Faktors Arbeit werden hingegen nicht bestimmt. Mit anderen Worten gilt es zunächst zu klären, welche individuellen Charakteristika die Produktivität von Erwerbstätigen beeinflussen und welche Erwartungen bezüglich ihrer Wirkung bestehen.

Von der Fragestellung vorgegeben ist die Altersdimension. Nach den Befunden der ökonometrischen Literatur sollte sich hierbei ein negativer Einfluss der ältesten und der jüngsten Altersgruppe ergeben. Um differenzierte Aussagen treffen zu können, werden fünf Altersklassen unterschieden (15–24, 25–34, 35–44, 45–54, 55+). Da die untersuchungsleitende Fragestellung primär durch die demographisch bedingte Alterung von Belegschaften motiviert ist und somit die Produktivität der Älteren im Fokus steht, werden die Arbeitskräfte im Alter von 55 Jahren und darüber als Referenzgruppe gewählt.

Neben dem Alter sollte das Humankapital der Beschäftigten Berücksichtigung finden, da dieses offenkundig einen starken Einfluss auf die Produktivität der Beschäftigten ausübt. Dabei muss zwischen dem Humankapital unterschieden werden, welches über das Ausbildungssystem vermittelt wird, und dem Erfahrungswissen, welches zu einem nicht unerheblichen Teil über Erfahrungsprozesse im Betrieb erworben wird.<sup>17</sup> Die empirische Literatur, welche sich auf Linked-Employer-Employee-Daten stützt, zeigt einen positiven Zusammenhang von formaler beruflicher Qualifikation und Produktivität (Haltiwanger/Lane/Spletzer 1999; Hellerstein/Neumark/Troske 1999; Crépon/Deniau/Perez-Duarte 2002). In der vorliegenden Untersuchung wird zwischen Beschäftigten ohne Berufsabschluss, mit beruflicher Ausbildung bzw. Fachabitur und mit tertiärer Qualifikation (Fachhochschule/Hochschule) unterschieden, wobei die Gruppe der Beschäftigten ohne Berufsabschluss als Referenz fungiert.

Die Akkumulation betrieblicher Erfahrung – gemessen als Dauer der Betriebszugehörigkeit – scheint nur im Anfangsstadium einer konkreten Beschäftigung produktivitätsfördernd zu sein; gemäß Ilmakunnas, Maliranta und Vainiomäki (2004) ist

<sup>17</sup> Es ist freilich darauf zu verweisen, dass mit zunehmendem Alter nicht nur der betriebspezifische Teil des Erfahrungswissens aufgebaut werden dürfte, sondern ebenso ein unspezifischeres Erfahrungswissen, was bei einem Betriebswechsel nicht vollständig abgeschrieben werden muss.

deren positiver Beitrag bereits nach drei Jahren erschöpft. Vor diesem Hintergrund wird der Einfluss der betrieblichen Erfahrung über den Anteil der Beschäftigten mit einer Betriebszugehörigkeit von bis 1 Jahr, 1–3 Jahren, 3–5 Jahren und über 5 Jahren in die Schätzung einbezogen. Es wird erwartet, dass die Beschäftigten mit einer geringen betrieblichen Erfahrung einen negativen Produktivitätsbeitrag erbringen, während die 3–5 Jahre Beschäftigten einen positiven Produktivitätseffekt generieren – im Vergleich zum als Referenz fungierenden Beschäftigtenanteil mit einer Betriebszugehörigkeit von über 5 Jahren.

Die besprochene empirische Literatur liefert des Weiteren Indizien dafür, dass auch die demographischen Variablen von Geschlecht und Staatsangehörigkeit bzw. Ethnie auf die individuelle Produktivität der Beschäftigten wirken (Crépon/Deniau/Perez-Duarte 2002; Hellerstein/Neumark/Troske 1999; Haltiwanger/Lane/Spletzer 1999).<sup>18</sup> Während für Frauen in der Regel ein negativer Produktivitätseffekt geschätzt wird, ist die Evidenz hinsichtlich der Ethnie gemischt. Haltiwanger, Lane und Spletzer konstatieren eine negative Wirkung des Anteils von Immigranten, Hellerstein, Neumark und Troske schätzen einen positiven, allerdings nicht signifikanten Beitrag der Beschäftigten, welche unter die „Black“-Kategorie fallen. Zu eher gemischter Evidenz gelangen auch Barrington und Troske (2001). Im Folgenden wird der Anteil der Frauen an der Gesamtbelegschaft in die Regression implementiert, die ethnische Dimension wird über die Staatsangehörigkeit abgebildet, wobei nur zwischen Deutschen und Ausländern unterschieden wird. Als Referenz fungiert der Anteil der Beschäftigten mit deutscher Staatsangehörigkeit.

Im Rahmen der fünf Kategorien (Alter, Ausbildung, Erfahrung, Geschlecht, Staatsangehörigkeit) ergeben sich insgesamt 16 Merkmale, welche zu 240 Typen von Arbeitskräften kombiniert werden könnten. Gemäß Schätzgleichung 6 müssten alle neben der Referenzgruppe verbleibenden 239 Typen in die Schätzung eingehen. Da dies einerseits Freiheitsgrade kostet, andererseits zu einer schwer interpretierbaren Mannigfaltigkeit von geschätzten Produktivitätsparametern führt, wird in Übereinstimmung mit Hellerstein, Neumark und Troske (1999) zunächst die vereinfachende Annahme getroffen, dass die Produktivitätsverteilung der betrachteten Dimension unabhängig ist von der Verteilung der übr-

gen Dimensionen. Ein  $\lambda$  von 1 für die 35- bis 44-Jährigen bedeutete dann z. B., dass Beschäftigte dieses Alters im Vergleich zur Referenzgruppe doppelt so produktiv sind, gleich ob dies innerhalb der Gruppe der Frauen, Männer, Geringqualifizierten, Deutschen etc. betrachtet wird. Das Produktivitätsverhältnis ist mithin über die Gruppengrenzen hinweg gültig. Die Zahl der zu schätzenden Heterogenitätsparameter reduziert sich so auf 14. In einer erweiterten Version der Schätzung wird die Restriktion der unabhängigen Verteilung für die besonders relevante Kombination der Merkmale von Alter und Bildung fallengelassen.<sup>19</sup> Hier werden für jede der 15 zu besetzenden Klassen (drei Bildungskategorien und fünf Altersklassen) Anteilswerte gebildet und getrennt in die Schätzung aufgenommen.

#### 4 Daten und empirisches Vorgehen

Als Datenbasis wird der LIAB-Datensatz des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) herangezogen, welcher aus den Daten der IAB-Betriebspanel-Erhebungen besteht, die durch Individualdaten der in den Panelbetrieben sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ergänzt werden.<sup>20</sup> Die Personendaten stammen aus der Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit und weisen als prozessproduzierte Daten im Rahmen der Meldung zur Sozialversicherung eine hohe Qualität auf. Die Daten des Betriebspanels werden hingegen durch eine jährliche Befragungsaktion generiert, an der je Welle ca. 15.000 deutsche Betriebe beteiligt sind. Für die vorliegende Fragestellung des Einflusses der Alterung auf die Produktivität ist der LIAB-Datensatz insofern nützlich, als die über das Betriebspanel erhobenen Daten zur betrieblichen Wertschöpfung mit den relevanten Individualdaten der im jeweiligen Betrieb sozialversicherungspflichtig Beschäftigten kombiniert werden können. So ist eine Aussage darüber möglich, wie die Zusammensetzung der Belegschaft die Leistungsfähigkeit beeinflusst. In einem ersten Schritt werden dazu die Individualdaten auf Betriebsebene aggregiert. Im Resultat ergeben sich für jeden Betrieb des Panels die Anteile der Beschäftigten entsprechend der identifizierten Merkmale von Alter, Ausbildung, Dauer der Betriebszugehörigkeit, Geschlecht und Staatsangehörigkeit. Im zweiten Schritt werden die errechneten Werte zu den Daten des IAB-Betriebspanels hinzugespielt.

<sup>18</sup> Da die Erhöhung der Frauenerwerbstätigkeit und der Zuwanderung als politische Stellschrauben zur Minderung des eingangs geschilderten Trends einer rückläufigen Zahl der Erwerbsfähigen angesehen werden, ist der Einfluss dieser Gruppen auch aus inhaltlichen Gründen von Bedeutung.

<sup>19</sup> Im Übrigen scheint die Unabhängigkeitsannahme gerade für diese Kombination am ehesten problematisch zu sein.

<sup>20</sup> Eine detaillierte Beschreibung des LIAB bieten Alda (2005) sowie Alda und Herrlinger (2005). In der Untersuchung findet das Querschnittsmodell des LIAB in der Version 1 Anwendung.



Die naheliegende empirische Strategie zur Schätzung von Modellgleichung (6) ist eine Panelregression mit fixen Effekten.<sup>21</sup> Diese Herangehensweise hat erstens den Vorteil, mögliche Verzerrungen der Schätzkoeffizienten aufgrund einer Fehlspezifikation der betrieblichen Produktionsfunktion zu minimieren. Zweitens können unbeobachtbare (fixe) Einflüsse auf der betrieblichen Ebene kontrolliert werden. Damit kann auch dem in der empirischen Literatur eingehend diskutierten Endogenitätsproblem bei der Schätzung von Produktionsfunktionen zumindest ansatzweise begegnet werden.<sup>22</sup> Im vorliegenden Kontext würde die Endogenität, welche zu verzerrten Schätzern in einer OLS-Regression führen kann, darin bestehen, dass die Alterszusammensetzung das Ergebnis eines unternehmerischen Optimierungskalküls wäre und somit keine rein exogene Größe. Im Übrigen würde dadurch eine kausale Interpretation der Schätzergebnisse erschwert. Mit einer Fixed-Effects-Schätzung ist dem Endogenitätsproblem insofern beizukommen, als damit alle (fixen) Einflussfaktoren, welche in das Optimierungskalkül des Unternehmens eingehen und nicht allein in der Produktionsfunktion abgebildet sind, kontrolliert würden (Grilichis/Mairesse 1995).

Indes zeigt sich in der Realisierung einer Fixed-Effects-Panelregression für den Fünfjahreszeitraum von 1999–2003 ein Problem, welches diese bevorzugte ökonometrische Option als wenig belastbar erscheinen lässt.<sup>23</sup> Die Anteilswerte der einzelnen Altersgruppen – ebenso wie die übrigen exogenen Variablen – unterscheiden sich in den Betrieben über den Zeitraum nur geringfügig, sodass nur eine sehr geringe Within-Streuung gegeben ist, was die Standardfehler der Schätzer stark erhöht und zu wenig validen Ergebnissen führt.<sup>24</sup>

Im vorliegenden Beitrag wird die Gleichung (6) daher im Rahmen einer OLS-Querschnittsregression des Jahres 2003 geschätzt. Dies bedeutet freilich, dass auf eine kausale Interpretation weitgehend verzichtet werden muss. Allerdings wird dem Endogenitätsproblem insofern Rechnung getragen, als getrennte Schätzungen für Unternehmen realisiert werden, welche eine besondere Möglichkeit der An-

passung der Alterstruktur besitzen, für die also das Problem der Endogenität der Belegschaftszusammensetzung besonders relevant ist. Durch Vergleich der Schätzkoeffizienten mit der allgemeinen Schätzung bzw. der komplementären Unterstichprobe kann damit das Gewicht des Endogenitätsproblems zumindest näherungsweise abgeschätzt werden. Konkret werden getrennte Regressionen für jüngere vs. ältere Betriebe bzw. Betriebe mit und ohne Beschäftigungswachstum durchgeführt.<sup>25</sup> Diese Differenzierung erscheint sinnvoll, da wachsende Unternehmen einerseits produktiver sein sollten, das Belegschaftswachstum sich aber andererseits vorwiegend aus dem Pool junger Personen speist. Ebenso sollten jüngere Unternehmen qua neuerer Technologie produktiver, gleichzeitig aber durch eine jüngere Belegschaft gekennzeichnet sein. Wenn Endogenität in der vorliegenden Analyse ein reales Problem darstellt, dann sollten negative Effekte des Alters bei jüngeren bzw. bei wachsenden Unternehmen ausgeprägter sein als in der komplementären Stichprobe.

Im konkreten Vorgehen der Querschnittsuntersuchung werden die Individualdaten von 2003 herangezogen, welche dann mit den Betriebspanelwellen der Jahre 2004 und 2003 kombiniert werden. Das Zusammenspielen dieser Betriebspanelwellen ist erforderlich, da sich einige der in der Untersuchung benötigten Variablen auf das Befragungsjahr, andere hingegen auf das Jahr vor der Befragung beziehen. Die Auswertung wird getrennt nach Verarbeitendem Gewerbe und Dienstleistungssektor durchgeführt. Um hinreichend besetzte Altersklassen zu gewährleisten, werden darüber hinaus nur Betriebe mit einer Beschäftigtenzahl von mindestens 20 Personen in die Analyse einbezogen. Nach der Bereinigung um Betriebe, für welche keine oder unplausible Angaben vorliegen, gehen noch 1.104 Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe und 758 Betriebe im Dienstleistungssektor in die Schätzung ein. Tabelle 1 beschreibt die Verteilung der einzelnen Heterogenitätsparameter, wobei nur die in der Schätzung verwendeten Fälle berücksichtigt werden.<sup>26</sup>

Die abhängige Variable  $Y$  in Gleichung 6 wird über die Bruttowertschöpfung, also der Differenz aus Umsatz und Vorleistungen berechnet. Die Angaben hierzu stammen aus dem Betriebspanel, sie sind mit-

<sup>21</sup> Bei Vorliegen der entsprechenden Anwendungsbedingungen (Greene 2000: 567 ff.) kann die Effizienz der Fixed-Effects-Schätzung durch die Alternative einer Random-Effects-Schätzung erhöht werden.

<sup>22</sup> Eine Diskussion des Problems und potenzieller Lösungen findet sich in Grilichis und Mairesse (1995).

<sup>23</sup> Die alternative Random-Effects-Schätzung musste aufgrund der Ablehnung durch den Hausmann-Spezifikations-Test ebenfalls verworfen werden.

<sup>24</sup> Dies spiegelt sich in einem geringen  $R^2$  in der Within-Dimension wider, ebenso in den unplausiblen Schätzkoeffizienten der Produktionselastizitäten und der Humankapitalvariablen. Vgl. Anhang A2.

<sup>25</sup> Als Grenze zwischen jüngeren und älteren Betrieben wird das Jahr 1990 bestimmt. Das Kriterium des Beschäftigungsaufbaus ist erfüllt, wenn der Betrieb zwischen 2002 und 2003 die Zahl seiner Mitarbeiter erhöht hat.

<sup>26</sup> Die deskriptive Statistik für die betrieblichen Charakteristika der sektoral differenzierten Schätzungen findet sich im Anhang A1.

Tabelle 1

**Durchschnittlicher Anteil eines Typus an der Belegschaft der Betriebe im Jahr 2003<sup>a)</sup>**

	Verarbeitendes Gewerbe (1.104 Fälle)		Dienstleistungssektor (758 Fälle)	
	Mittelwert	Std.abw.	Mittelwert	Std.abw.
Anteil der 15- bis 24-Jährigen	0,096	0,070	0,127	0,132
Anteil der 25- bis 34-Jährigen	0,178	0,085	0,199	0,107
Anteil der 35- bis 44-Jährigen	0,319	0,081	0,297	0,098
Anteil der 45- bis 54-Jährigen	0,274	0,096	0,244	0,102
Anteil der 55+	0,134	0,077	0,133	0,087
Anteil ohne Berufsabschluss	0,186	0,172	0,167	0,201
Anteil mit Berufsabschluss	0,721	0,173	0,715	0,233
Anteil mit tertiärem Abschluss	0,092	0,117	0,118	0,191
Max. 1 Jahr im Betrieb	0,087	0,081	0,150	0,134
1–3 Jahre im Betrieb	0,159	0,123	0,219	0,154
3–5 Jahre im Betrieb	0,143	0,148	0,156	0,134
Über 5 Jahre im Betrieb	0,612	0,232	0,475	0,260
Frauenanteil	0,258	0,185	0,457	0,267
Anteil Nicht-Deutsche	0,058	0,087	0,051	0,097

Anmerkung: a) Ungewichtete Werte, nur Fälle, die in die Regression eingehen.

Quelle: LIAB 2004.

hin über Fragebögen erfasst und weisen recht hohe Fehlerte, insbesondere hinsichtlich der Einschätzung der Vorleistungen, auf. Betriebe, die keine Angabe ausweisen oder aber keinen Umsatz generieren – z.B. Banken und Versicherungen –, wurden aus der Analyse ausgeschlossen. Der Kapitaleinsatz  $K$  wird im Panel nicht erfragt, sodass ein Proxy gebildet werden muss, welcher sich aus dem Durchschnitt der in den Jahren 2002 und 2003 vorgenommenen Ersatzinvestitionen berechnet. Das Arbeitsvolumen  $L$  wird über die Gesamtzahl der zum Befragungszeitpunkt im Betrieb Beschäftigten gemessen, wobei diese Größe um die Anzahl der Teilzeitbeschäftigten, die Zahl der Auszubildenden und die durchschnittliche Jahresarbeitszeit im Betrieb korrigiert wird.<sup>27</sup> Somit kann eine Annäherung an die tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden erreicht werden. Diese Anpassung ist insbesondere mit Blick auf die unterschiedlichen altersspezifischen Teilzeitquoten von Belang (vgl. Tabelle 2). Würde dieser

Effekt nicht berücksichtigt, so unterschätzte man die Produktivität der Beschäftigten in der Altersgruppe der über 54-Jährigen.

Der Stand der Technologie  $A$  wird über die ordinal skalierte Größe des Alters der technischen Anlagen (1 = neuester Stand ... 5 = völlig veraltet) operationalisiert. Die aus der Beschäftigtenstatistik errechnete Belegschaftsstruktur (Alter, Ausbildung, Dauer der Betriebszugehörigkeit, Geschlecht, Staatsangehörigkeit) bezieht sich auf die Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Es wird im Folgenden allerdings angenommen, dass sich die jeweiligen Anteile auch auf die Gesamtzahl der Beschäftigten eines Betriebes übertragen lassen.

Neben den in der Schätzgleichung enthaltenen Größen werden einige Kontrollvariablen einbezogen, welche unbeobachtbare Effekte und Strukturbrüche isolieren sollen. Vor dem Hintergrund unterschiedlicher Branchen- und Regionalstrukturen – gerade auch hinsichtlich der Faktorpreise – werden Dummies für den Wirtschaftszweig und die Ost/West-Zugehörigkeit (1 = Ost) implementiert. Außerdem wird ein Dummy einbezogen, welcher das Alter des Betriebes misst (1 = Gründung vor 1990).<sup>28</sup> Dies ge-

<sup>27</sup> Die aus den Personendaten stammenden Angaben zur Stellung im Beruf machen die Identifikation der Auszubildenden sowie zweier Teilzeitgruppen (bis 50 Prozent/über 50 Prozent der Vollarbeitszeit) möglich. Die jeweilige Person geht dann mit einem Gewicht von 25 Prozent (Teilzeit gering), 50 Prozent (Azubi), 75 Prozent (Teilzeit hoch) in die Zählung der Beschäftigten ein. Die Zahl der Arbeitsstunden ergibt sich aus der aufs Jahr hochgerechneten durchschnittlichen Wochenarbeitszeit, welche im IAB-Betriebspanel abgefragt wird.

<sup>28</sup> Das konkrete Gründungsjahr vor 1990 wird im IAB-Betriebspanel nicht erfragt. Daher wird eine Dummy-Variable konstruiert.

Tabelle 2

**Durchschnittlicher Anteil der Teilzeitbeschäftigten an den Beschäftigten der jeweiligen Altersklasse für Betriebe mit mindestens 20 Beschäftigten, Jahr 2003<sup>a)</sup>**

Teilzeitquoten je Altersgruppe	Verarbeitendes Gewerbe	Dienstleistungssektor
15–24 Jahre	0,052	0,201
25–34 Jahre	0,053	0,187
35–44 Jahre	0,066	0,211
45–54 Jahre	0,066	0,217
55+	0,204	0,332

Anmerkung: a) Ungewichtete Werte, nur Fälle, die in die Regression eingehen.

Quelle: LIAB 2004.

schieht vor dem Hintergrund der zu erwartenden Korrelation von Firmen- und Beschäftigtenalter, welche durch die Variable zumindest annähernd unterschieden werden können. Im Übrigen ist darauf hinzuweisen, dass in den Schätzungen ungewichtete Werte verwendet werden. Dieses Vorgehen ist im Rahmen der OLS-Methode dann ratsam, wenn die Schichtungskriterien der Stichprobe selbst als Regressoren in die Schätzung eingehen (Winship/Radbill 1994). Dies sollte im vorliegenden Fall der Fall sein, da die genuinen Schichtungsmerkmale des IAB-Betriebspanels (Branchenzugehörigkeit und Größenklasse (Bellmann/Kohaut/Lahner 2002)) direkt oder indirekt als exogene Variablen Berücksichtigung finden.

## 5 Ergebnisse

### 5.1 Basismodell

Die sektoral differenzierten Ergebnisse der Querschnittsregressionen für das Jahr 2003 sind in Tabelle 3 dargestellt. Ins Auge springt zunächst die hohe Erklärungskraft des Modells mit einem  $R^2$  von 89 Prozent für das Verarbeitende Gewerbe und 80 Prozent für den Dienstleistungssektor. Ein Großteil der Modellgüte ist allerdings den logarithmierten Einsatzfaktoren Kapital und Arbeit geschuldet, deren Schätzkoeffizienten erweisen sich in allen Varianten als hoch signifikant. Die geschätzten partiellen Produktionselastizitäten sind gegenüber den gewöhnlich getroffenen Annahmen als zugunsten des Faktors Arbeit verschoben, wobei dieser Effekt insbesondere für das Verarbeitende Gewerbe sehr stark ist. Freilich kann nicht ausgeschlossen werden,

dass die Approximation des Kapitaleinsatzes über die Ersatzinvestitionen für dieses unerwartete Resultat verantwortlich ist. Die Signifikanz des Ost-Dummies bestätigt die These, dass westdeutsche Betriebe eine höhere Produktivität aufweisen als ostdeutsche Betriebe, wobei dieser Effekt im Dienstleistungsbereich stärker ausgeprägt ist. Die Parameter für die Gründungsvariable, aber auch für die technologische Ausstattung unterschreiten die Signifikanzschwelle von fünf Prozent nicht.

Zur Beantwortung der vorliegenden Fragestellung des Zusammenhangs von Alter und Produktivität sind die Schätzer der Altersanteile, ebenso jedoch die der Betriebszugehörigkeitsdauer, heranzuziehen. Letztere Größe misst den Effekt der Akkumulation betriebsspezifischen Erfahrungswissens, sie muss bei der Abschätzung des Alterseinflusses berücksichtigt werden, da sie – in kognitionswissenschaftlicher Begrifflichkeit – einen nicht unerheblichen Teil der kristallinen Intelligenzkomponente umfasst und somit den potenziellen Rückgang fluiden Intelligenz zumindest partiell kompensieren kann.

Betrachtet man die diesbezüglichen Ergebnisse in Tabelle 3, so bestätigen sich die in der empirischen Literatur gefundenen Ergebnisse zumindest für das Verarbeitende Gewerbe. Es zeigt sich ein umgekehrt u-förmiger Alters-Produktivitäts-Verlauf, wobei die Jüngsten eine deutlich geringere Produktivität als die Ältesten aufweisen, während die Gruppen der 25- bis 44-Jährigen durch die höchste Produktivität gekennzeichnet sind. Im Übrigen besteht die negative Korrelation zwischen Altersanteil und betrieblicher Produktivität bereits ab der Gruppe der 45- bis 54-Jährigen.<sup>29</sup> Des Weiteren zeigt sich, dass der Aufbau von betriebsspezifischem Erfahrungswissen innerhalb der ersten fünf Beschäftigungsjahre im Betrieb der Tendenz nach abgeschlossen ist. Über diesen Zeitraum hinaus scheint eine erhöhte Betriebszugehörigkeitsdauer – zumindest im Verarbeitenden Gewerbe – keinen produktivitätsfördernden Effekt zu erzeugen.

Vergegenwärtigt man sich vor dem Hintergrund der empirischen Befunde die Resultate der gerontologischen Forschung, so bietet sich für das Verarbeitende Gewerbe die folgende Interpretation an. Die jüngste Altersgruppe dürfte – auch nach Kontrolle des Effektes der betriebsspezifischen Wissensakkumulation – über weniger (unspezifisches) Erfahrungswissen, ebenso über weniger soziale Kompetenz, mithin über eine geringere kristalline Intelligenz verfügen. Dieses Defizit kann über die prozes-

<sup>29</sup> Dies zeigt der entsprechende Wald-Test.

Tabelle 3  
**Ergebnisse der OLS-Regressionen, Jahr 2003**  
 (t-Werte in Klammern)<sup>a)</sup>

Abhängige Variable: Log Bruttowertschöpfung	Verarbeitendes Gewerbe		Dienstleistungssektor	
<i>Heterogenitätsparameter<sup>b)</sup></i>				
Lebensalter (Referenz: 55+)				
Anteil 15–24 Jahre	-0,87*	(-2,56)	1,27**	(3,10)
Anteil 25–34 Jahre	0,75*	(2,60)	0,95*	(2,31)
Anteil 35–44 Jahre	1,26**	(4,53)	1,06**	(2,74)
Anteil 45–54 Jahre	-0,05	(-0,16)	0,52	(1,04)
Ausbildung (Referenz: kein Beruf)				
Anteil Berufsabschluss	-0,18	(-1,47)	0,28	(1,77)
Anteil tertiärer Abschluss	1,14**	(5,76)	0,49*	(2,28)
Im Betrieb (Referenz: über 5 Jahre)				
Anteil bis 1 Jahr	-0,46	(-1,91)	-1,23**	(-5,05)
Anteil 1–3 Jahre	-0,34*	(-2,25)	-0,32	(-1,68)
Anteil 3–5 Jahre	0,06	(0,55)	-0,57**	(-2,85)
Anteil Frauen	-0,75**	(-6,77)	0,04	(0,31)
Anteil Nicht-Deutsche	-0,68**	(-2,76)	0,03	(0,08)
<i>Betriebliche Charakteristika</i>				
Log Kapitaleinsatz ( $\alpha$ )	0,12**	(8,43)	0,17**	(8,94)
Log Arbeitsvolumen ( $\beta$ )	0,98**	(40,2)	0,80**	(28,0)
Technologisches Niveau	-0,04	(-1,68)	0,02	(0,44)
Gründung vor 1990 (0/1)	-0,05	(-1,04)	-0,11	(-1,67)
Ostdeutscher Betrieb (0/1)	-0,25**	(-5,12)	-0,35**	(-5,10)
Konstante	2,91**	(6,97)	4,63**	(5,49)
R <sup>2</sup>	0,892		0,799	
Anzahl Parameter	32		32	
Beobachtungen	1.104		758	

Anmerkungen: a) \*\*1 %-Signifikanz-Niveau \*5 %-Signifikanz-Niveau; Branchendummies werden nicht ausgewiesen.

b) Um aus den angegebenen Schätzern der Heterogenitätsparameter das entsprechende  $\lambda$  gemäß Gleichung 6 zu errechnen, müssen diese noch durch den Schätzer des log. Arbeitsvolumens  $\beta$  geteilt werden. Die Signifikanzen ändern sich dadurch nicht.

Quelle: LIAB 2004.

suale Kompetenz der fluiden Intelligenz nur unzureichend kompensiert werden, sodass weder die Produktivität der Ältesten noch der mittleren Jahrgänge erreicht wird. Im Lauf des Erwerbslebens nehmen die fluide Komponente ebenso wie motorische Fähigkeiten zwar sukzessive ab, gleichzeitig aber wird Erfahrungswissen aufgebaut, sodass sich in der Summe zunächst ein ansteigender, in den mittleren Jahren dann ein stabiler Produktivitätsverlauf ergibt. Gegen Ende des Erwerbslebens verstärkt sich der Rückgang der prozessualen Intelligenzkomponente, dieser Rückgang kann über den

Aufbau von Erfahrungswissen nicht mehr ausgeglichen werden, was im Einklang mit dem nur kurzfristig wirkenden Effekt des betriebspezifischen Erfahrungswissens steht, welcher in Tabelle 3 ersichtlich ist.<sup>30</sup> In der Folge ergibt sich ein Rückgang der Leis-

<sup>30</sup> Hiefür spricht auch die Tatsache, dass die beiden Intelligenzkomponenten nicht völlig getrennt voneinander funktionieren. Leidet die fluide Komponente sehr stark, so wird auch die Erfahrungskumulation in Mitleidenschaft gezogen, da der Erwerb von Erfahrungswissen ebenfalls fluide Grundfunktionen in Anspruch nimmt (Catell 1971).

tungsfähigkeit im Vergleich zu den mittleren Kohorten.<sup>31</sup>

Vergleicht man dieses Muster mit den Befunden aus der Regression für den Dienstleistungssektor, so zeigen sich Unterschiede bezüglich der jüngsten Altersgruppe. Deren Anteil ist nach Kontrolle der Dauer der Betriebszugehörigkeit signifikant positiv mit der betrieblichen Produktivität korreliert, was dafür spricht, dass *unspezifisches* Erfahrungswissen im Dienstleistungssektor weniger relevant ist als im Verarbeitenden Gewerbe. Hingegen wirkt die Akkumulation betriebsspezifischer Erfahrung produktivitätsfördernd – sogar über die im Verarbeitenden Gewerbe gültige Dauer hinaus. Als stabil erweisen sich die Schätzer für den Anteil der 25- bis 34-Jährigen sowie der 35- bis 44-Jährigen. Deren Anteil wirkt zu einem Signifikanzniveau von fünf Prozent produktivfördernd im Vergleich zum Anteil der Referenzgruppe. Auch hier dürfte die Erklärung greifen, dass diese Altersgruppen die geeignete Mischung der verschiedenen Komponenten verkörpern, welche die individuelle Leistungsfähigkeit determinieren.

Angeht es um die in Kapitel 4 beschriebene Endogenitätsproblematik kann freilich nicht ausgeschlossen werden, dass Selektions- statt kausaler Effekte das Schätzergebnis mitbestimmen. Insofern sind die kognitionswissenschaftlichen Erklärungen für die Schätzungen des Verarbeitenden Gewerbes und des Dienstleistungssektors unter Vorbehalt zu stellen. Darüber hinaus ist es zumindest aus theoretischer Sicht wahrscheinlich, dass die Regressionen in Tabelle 3 den negativen Effekt eines höheren Alters unterschätzen. Ein Blick in die deskriptive Statistik (vgl. Tabelle 1) offenbart, dass der Anteil der Ältesten mit 13–14 Prozent an der Gesamtzahl der Beschäftigten eines Betriebes sehr gering ist; gegenüber ihrem Anteil von 18,5 Prozent an der erwerbsfähigen Bevölkerung im Alter von 15–64 Jahren ist diese Altersgruppe deutlich unterrepräsentiert.<sup>32</sup> In diesem Missverhältnis drücken sich die Tendenz zur Frühverrentung und die hohe Altersarbeitslosigkeit aus, was Konsequenzen für den geschätzten Produktivitätseinfluss Älterer haben dürfte. So ist es nicht unwahrscheinlich, dass insbesondere unproduktive Personen die Option einer frühzeitigen Beendigung

des Erwerbslebens wählen. Dieselbe Folge hat eine durch senioritätsorientierte Lohnfindung verursachte Entlassung Älterer. So würden gerade die Personen im Betrieb verbleiben (bzw. nur diejenigen eingestellt), deren Produktivität dem Senioritätslohn entsprechen würde – also die hochproduktiven Älteren.<sup>33</sup> Sollten diese Effekte der Frühverrentung und der lohnbedingten Entlassung bzw. Nicht-Einstellung von weniger produktiven Älteren zutreffen, so würde der Einfluss des Alters aufgrund eines produktivitätsspezifischen Selektionsmechanismus unterzeichnet. Die Tatsache der geringen Erwerbs- und Erwerbstätigenquote der Älteren wäre dann selbst ein Zeichen der reduzierten durchschnittlichen Produktivität in dieser Altersgruppe. Auch die hohe Teilzeitquote der Älteren könnte in diesem Sinne interpretiert werden.

Die Koeffizienten der Ausbildungsvariable stimmen mit den Erwartungen nur teilweise überein. Der Anteil der Beschäftigten mit tertiärer Ausbildung ist in allen Varianten positiv mit der betrieblichen Produktivität korreliert. Unerwartet ist hingegen der fehlende Einfluss einer Beschäftigung mit Berufsausbildung. Dies spricht dafür, dass Gering- und Mittelqualifizierte ein ähnliches Produktivitätsniveau aufweisen, was nur dadurch erklärbar ist, dass formales und tatsächliches Humankapital gerade im Bereich niedriger und mittlerer Qualifikationen nicht zwangsläufig zusammenfallen müssen. Der Anteil der Frauen ist im Verarbeitenden Gewerbe negativ mit der betrieblichen Produktivität korreliert, im Dienstleistungsbereich sind keine signifikanten Unterschiede festzustellen. Ebenso ist der Ausländeranteil im Verarbeitenden Gewerbe negativ mit der Leistungsfähigkeit korreliert, im Dienstleistungssektor findet sich kein signifikanter Effekt. Auch hier ist einschränkend darauf zu verweisen, dass eine kausale Interpretation der Einflüsse des Geschlechts und der Nationalität durch die Schätzungen allein nicht gedeckt ist.

## 5.2 Erweiterungen

In der erweiterten Version der Schätzung in Tabelle 4 wurde die Restriktion der unabhängigen Verteilung der Merkmale von Alter und Bildung fallengelassen. Für jede der 15 zu besetzenden Klassen wurden Anteilswerte gebildet und getrennt in die Schätzung aufgenommen, als Referenz fungiert die

<sup>31</sup> Ein weiterer produktivitätsmindernder Effekt, dessen Bedeutung allerdings schwer quantifizierbar ist, hat seine Ursache in dem altersbedingten Ansteigen von Fehlzeiten. Ältere fehlen krankheitsbedingt zwar seltener, dafür aber für einen längeren Zeitraum (Badura/Schellschmidt/Vetter 2003).

<sup>32</sup> Dies gilt umso mehr, als sich ein Großteil der Jüngsten noch in einer nicht-betrieblichen Ausbildung befindet, sodass die betrieblichen Anteile der älteren Gruppen über denen der potenziellen Erwerbsbevölkerung liegen müssten.

<sup>33</sup> Dieselbe Wirkung hat Lohnstarrheit nach unten. Diese führt zu einer Kündigung von Beschäftigten, welche im Lauf des Erwerbslebens unproduktiver werden, aber immer noch die Lohnansprüche ihrer produktivsten Periode geltend machen können.

Tabelle 4

**Ergebnisse der OLS-Regressionen, Kombination von Alters- und Bildungskategorien, Jahr 2003**(t-Werte in Klammern)<sup>a)</sup>

Abhängige Variable: Log Bruttowertschöpfung	Verarbeitendes Gewerbe		Dienstleistungssektor	
Lebensalter (Referenz: ohne Beruf, 55+ Jahre)				
Anteil ohne Beruf, 15–24 Jahre	-1,22**	(-2,94)	0,14	(0,48)
Anteil ohne Beruf, 25–34 Jahre	-0,00	(-0,01)	-0,84	(-0,83)
Anteil ohne Beruf, 35–44 Jahre	1,72**	(3,41)	1,21	(1,34)
Anteil ohne Beruf, 45–54 Jahre	-0,73	(-1,30)	-2,41**	(-2,70)
Anteil Berufsabschluss, 15–24 Jahre	-0,72	(-1,26)	0,03	(0,06)
Anteil Berufsabschluss, 25–34 Jahre	0,53	(1,72)	0,70	(1,85)
Anteil Berufsabschluss, 35–44 Jahre	0,53*	(2,27)	-0,11	(-0,35)
Anteil Berufsabschluss, 45–54 Jahre	-0,43	(-1,91)	-0,27	(-0,79)
Anteil Berufsabschluss, 55+ Jahre	-0,24	(-0,76)	-0,71	(-1,65)
Anteil tertiärer Abschluss, 15–24 Jahre	-2,38	(-0,50)	3,42	(0,95)
Anteil tertiärer Abschluss, 25–34 Jahre	1,09	(1,09)	-1,84*	(-2,46)
Anteil tertiärer Abschluss, 35–44 Jahre	3,26**	(5,15)	1,29	(1,92)
Anteil tertiärer Abschluss, 45–54 Jahre	0,71*	(1,96)	-0,23	(-0,30)
Anteil tertiärer Abschluss, 55+ Jahre	-0,06	(-0,08)	1,87	(1,68)
Im Betrieb (Referenz: über 5 Jahre)				
Anteil bis 1 Jahr	-0,56*	(-2,28)	-1,18**	(-4,84)
Anteil 1–3 Jahre	-0,38*	(-2,41)	-0,24	(-1,24)
Anteil 3–5 Jahre	0,07	(0,63)	-0,56**	(-2,78)
Anteil Frauen	-0,79**	(-6,99)	0,04	(0,27)
Anteil Nicht–Deutsche	-0,68**	(-2,76)	-0,02	(-0,05)

Anmerkung: a) \*\*\*1 %-Signifikanz-Niveau \*5 %-Signifikanz-Niveau, nur die Schätzer für die Heterogenitätsparameter sind ausgewiesen.  
Quelle: LIAB 2004.

Gruppe 55+ ohne Berufsabschluss. Im Resultat zeigt sich zunächst, dass der für das Verarbeitende Gewerbe gefundene umgekehrt u-förmige Verlauf des Alters-Produktivitäts-Profiles über die Bildungsklassen hinweg weitgehend Bestätigung findet. Das mittlere Alter ist positiv mit der betrieblichen Produktivität korreliert. Es zeigt sich außerdem, dass die Kombination von hoher Bildung und mittlerer Altersstufe einen außerordentlich hohen Produktivitätseffekt erzeugt – ein Ergebnis, das mit den Befunden aus der Schätzung in Tabelle 3 übereinstimmt. Hingegen ergibt sich für den Dienstleistungssektor ein diffuses Bild. Insbesondere der negative Einfluss der 25- bis 34-Jährigen mit tertiärer Bildung widerspricht der Intuition wie auch dem Ergebnis der Schätzung in Tabelle 3.<sup>34</sup> Aufgrund des

wenig stabilen und den Erwartungen teilweise widersprechenden Ergebnisses sollten die Befunde für den Dienstleistungssektor mit Vorsicht interpretiert werden. Vieles spricht dafür, dass dieser Sektor zu uneinheitlich zusammengesetzt ist, als dass ein robuster Alterseffekt abgeleitet werden könnte. Eine tiefere Zergliederung stößt indes schnell an Grenzen, da sich die Fallzahl so stark verkleinert, dass eine repräsentative Analyse nicht mehr möglich ist. Aus methodischer Sicht lassen sich die Ergebnisse zumindest für das Verarbeitende Gewerbe als Beleg für die Existenz einer unabhängigen Verteilung der

aus dem Bereich der IuK-Technologie mit einem Großteil jüngerer Informatiker besonders von den Fehlentwicklungen betroffen und im Jahr 2003 durch geringe Umsätze und dementsprechend geringe Produktivitäten gekennzeichnet waren. Dieser Sondereffekt führte dann dazu, dass die Produktivität der 25- bis 34-Jährigen in Tabelle 3 – wiewohl signifikant positiv – noch unterschätzt würde.

<sup>34</sup> Einzig die *New-Economy*-Krise könnte einen Teil des unerwarteten Effektes erklären. So ist es nicht unplausibel, dass Firmen

Heterogenitätsparameter deuten, was die Validität der Resultate aus der Schätzung in Tabelle 3 für diesen Sektor unterstreicht.

Zur Prüfung der Robustheit der Schätzungen wurde Gleichung (6) getrennt für jüngere und ältere Betriebe bzw. Betriebe mit und ohne Beschäftigungsaufbau geschätzt (vgl. Anhang A3 und A4). Zunächst erbringen die Schätzungen keinerlei Hinweise darauf, dass sich negative Alterseffekte vornehmlich bei jüngeren oder aber wachsenden Betrieben finden. Die in Kapitel 4 vermuteten Endogenitätseffekte finden zumindest in den gewählten Varianten der Überprüfung keine Bestätigung. Indes offenbaren die Ergebnisse der Schätzungen für die Unterstichproben eine gewisse Uneinheitlichkeit und Instabilität der Einflussfaktoren. Nichtsdestotrotz erweisen sich zwei Ergebnisse aus Tabelle 3 der Tendenz nach als robust. Erstens kann die positive Wirkung der 35- bis 44-Jährigen fast durchgängige Gültigkeit beanspruchen. Zweitens bestätigen sich die Ergebnisse des Basismodells insofern, als die jüngste Altersgruppe im Verarbeitenden Gewerbe eher negativ, im Dienstleistungssektor hingegen positiv mit der betrieblichen Produktivität korreliert ist.

## 6 Fazit

Sind ältere Beschäftigte weniger produktiv? Die vorliegende Untersuchung liefert Belege für eine positive Korrelation des Anteils der mittleren Jahrgänge im Alter von 35 bis 44 Jahren und der betrieblichen Produktivität. Im Verarbeitenden Gewerbe zeigt sich des Weiteren ein negativer Zusammenhang zwischen Produktivität und Größe der jüngsten Altersgruppe. Alles in allem spricht dies für einen umgekehrt u-förmigen Verlauf des Alters-Produktivitäts-Profiles in diesem Sektor. Im Dienstleistungssektor wandelt sich der negative Produktivitätseffekt der Jüngsten in einen positiven um. Die produktivitätsdämpfende Wirkung der Jungen bleibt mithin auf das Verarbeitende Gewerbe beschränkt. Im Übrigen findet sich Evidenz für einen produktivitätssteigernden Effekt tertiärer Bildung. Der Anteil der Beschäftigten mit kurzer Betriebszugehörigkeit (bis 3 Jahre) erwies sich hingegen als produktivitätsdämpfend. Der Effekt der Erfahrungsakkumulation zeigt eine fortwährende Wirkung, sodass auch eine lange Betriebszugehörigkeit nicht produktivitätsdämpfend ist.

Hinsichtlich der Validität der Ergebnisse und deren Interpretation ist indes auf zwei Einschränkungen hinzuweisen. Erstens erschwert die potenzielle Endogenität der Altersstruktur eines Betriebes eine

kausale Interpretation der Ergebnisse. So kann die gefundene Korrelation auch Ausdruck von Selektionseffekten sein. Zwar wurde diesem Problem durch die Realisierung verschiedener Schätzvarianten Rechnung getragen. Es ist jedoch fraglich, ob die Endogenitätsproblematik damit vollständig eliminiert werden konnte. Zweitens ist zu bemerken, dass die Analyse den Zusammenhang von Anteilen einer Altersgruppe und der betrieblichen Produktivität untersucht. Es ist dabei nicht ohne Weiteres gewährleistet, dass die Produktivitätswirkung einer Altersgruppe auf die individuelle Leistungsfähigkeit der Mitglieder dieser Gruppe zurückgeführt werden kann. Vor diesem Hintergrund ist eine individuelle Interpretation der Resultate unter Vorbehalt zu stellen.

Wie sind angesichts der empirischen Befunde der vorliegenden Untersuchung die beiden eingangs geschilderten Problemlagen der Arbeitsmarktchancen Älterer und der Produktivitätsentwicklung einer alternden Gesellschaft zu beurteilen? Die Einschätzung der Erwerbchancen hängt wesentlich davon ab, wie sich die Effekte von Lebensalter und Dauer der Betriebszugehörigkeit wechselseitig beeinflussen. Einiges spricht dafür, dass der dämpfende Effekt des Lebensalters (ab der Altersschwelle von 45 Jahren) durch den Effekt längerer Betriebszugehörigkeit zumindest teilweise kompensiert werden kann. Hinsichtlich der qua Alterung potenziell bedrohten Produktivitätsentwicklung ist eine ähnliche Rechnung aufzustellen. Dem dämpfenden Effekt der Alterung steht die positive Wirkung eines erhöhten betrieblichen Erfahrungsschatzes gegenüber. Außerdem reduziert die Alterung den Anteil der jüngsten Jahrgänge, welche sich zumindest im Verarbeitenden Gewerbe als wenig produktiv erwiesen haben. Des Weiteren ist auf Kohorteneffekte der beruflichen Ausbildung hinzuweisen. Sollte die Alterung dazu führen, dass besser ausgebildete jüngere Jahrgänge weniger qualifizierte Ältere ersetzen, dann kann hiervon ein zusätzlicher Impuls für die künftige Produktivitätsentwicklung ausgehen. Angesichts der methodischen Beschränkungen ist abschließend jedoch darauf zu verweisen, dass die vorliegende Analyse allenfalls Indizien für den Einfluss des Lebensalters auf die Produktivität der Beschäftigten liefert. Deren Gültigkeit wird sich in künftigen Untersuchungen mit vergleichbaren, aber auch komplementären Herangehensweisen noch erweisen müssen.

## Literatur

Agnello, R. J. (1994): Price Determinants and Investment Returns for Art: Evidence from Paintings' Auctions. University of Delaware Working Paper No. 94-3. Newark.

- Alda, H. (2005): Betriebe und Beschäftigte in den Linked-Employer-Employee-Daten – LIAB des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. FDZ-Datenreport Nr. 01/2005. Nürnberg.
- Alda, H./Herrlinger, D. (2005): LIAB-Datenhandbuch. Version 1.0, FDZ-Datenreport Nr. 07/2005. Nürnberg.
- Avolio B. J./Waldman, D. A./McDaniel, M. A. (1990): Age and Work Performance in Nonmanagerial Jobs: The Effects Of Experience and Occupational Type. In: *Academy of Management Journal*, Vol. 33, No. 2, 407–422.
- Badura, B./Schellschmidt, H./Vetter, C. (Hrsg.) (2003): Fehlzeiten-Report 2002, Schwerpunkt: Demografischer Wandel, Herausforderung für die betriebliche Personal- und Gesundheitspolitik. Zahlen, Daten, Analysen aus allen Branchen der Wirtschaft. Berlin: Springer.
- Baltes, P. B./Dittmann-Kohli, F./Dixon, R. A. (1984). New perspectives on the development of intelligence in adulthood: Toward a dual-process conception and a model of selective optimization with compensation. In: Baltes, P. B./Brim, O. G. (eds.): *Life-span development and behavior*. Vol. 6, New York: Academic Press, 33–76.
- Barrington, L./Troske, K. (2001): Workforce Diversity and Productivity: An Analysis of Employer-Employee Matched Data. Manuskript, University of Missouri, Columbia.
- Bellmann, L./Kistler, E./Wahse, J. (2003): Betriebliche Sicht- und Verhaltensweisen gegenüber älteren Arbeitnehmern. In: *Aus Politik und Zeitgeschichte*, Nr. 20, 26–34.
- Bellmann, L./Kohaut, S./Lahner, M. (2002): Das IAB-Betriebspanel – Ansatz und Analysepotenziale. In: Kleinhenz, G. (Hrsg.): *IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 250, 13–20.
- Börsch-Supan, A./Düzgün, I./Weiss, M. (2005): Altern und Produktivität: Zum Stand der Forschung. MEA Discussion Paper No. 73–2005. Mannheim.
- Buchhorn, E./Maurer, P. (2001): So werden ältere Manager gesehen. In: *Manager Magazin*, 21. 11. 2001.
- Catell, R. B. (1971): *Abilities: Their Structure, Growth, and Action*. Boston: Houghton-Mifflin.
- Crépon, B./Deniau, N./Perez-Duarte, S. (2002): Wages, Productivity, and Workers Characteristics: A French Perspective. Manuskript, INSEE, Paris.
- Fraunhofer IAO/VDI Nachrichten (2002): Ingenieure ab 45. Beruflicher Status und Image von Ingenieuren ab 45. Die Einstellung von Arbeitgebern zu älteren Ingenieuren. Analysen und Ergebnisse. Düsseldorf: VDI Verlag.
- Galenson, D. W./Weinberg, B. A. (2000): Age and the Quality of Work: The Case of Modern American Painters. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 108, No. 4, 761–777.
- Greene, W. H. (2000): *Econometric Analysis*. New York: Prentice Hall.
- Griliches, Z./Mairesse, J. (1995): *Production Functions: The Search For Identification*. NBER Working Paper No. 5067. Cambridge/MA.
- Haltiwanger J. C./Lane, J. I./Spletzer, J. R. (1999): Productivity Differences Across Employers: The Roles of Employer Size, Age, and Human Capital. In: *American Economic Review*, Vol. 89, No. 2, 94–98.
- Hellerstein, J. K./Neumark, D./Troske, K. R. (1999): Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations. In: *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 3, 409–46.
- Ilmakunnas, P./Maliranta, M./Vainiomäki, J. (2004): The Roles of Employer and Employee Characteristics for Plant Productivity. In: *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 21, No. 3, 249–276.
- Kanazawa, S. (2003): Why Productivity Fades with Age: The Crime-Genius Connection. In: *Journal of Research in Personality*, Vol. 37, 257–272.
- Kotlikoff, L. J./Gokhale, J. (1992): Estimating a Firm's Age-Productivity Profile Using the Present Value of Workers' Earnings. In: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 4, 1215–1242.
- Kotlikoff, L. J./Wise, D. A. (1989). Employee Retirement and a Firm's Pension Plan. In: Wise, David A. (ed.): *The Economics of Aging*. Chicago: University of Chicago Press, 279–334.
- Lanyon, G. R./Smith, L. (1999): A Portrait of the Artist as a Young, Middle-Aged, and Elderly Man. Michigan – Center for Research on Economic & Social Theory Papers No. 99–06. Ann Arbor.
- Lazear, E. P./Moore, R. L. (1984): Incentives, Productivity, and Labor Contracts. In: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99, May, 275–296.
- Lehman, H. C. (1953): *Age and achievement*, Princeton: Princeton University Press.
- Lehmann, H. (2006): Individuelle Arbeitsproduktivität, Leistungsentgelte und Alter. Empirische Befunde auf Grundlage des Mikrozensus 2000. Manuskript, Institut für Wirtschaftsforschung, Halle.
- McEvoy, G. M./Cascio, W. F. (1989): Cumulative evidence of the relationship between employee age and job performance. In: *Journal of Applied Psychology*, Vol. 74, 11–17.
- Medoff, J. L./Abraham, K. G. (1980): Experience, Performance, and Earnings. In: *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, No. 4, 703–36.
- Miller, G. F. (1999): Sexual Selection for Cultural Displays. In: Dunbar, R./Knight, C./Power, C. (eds.): *The Evolution of Culture*. Edinburgh: Edinburgh University Press, 71–91.



- Oster, S. M./Hamermesh, D. S. (1998): Aging and Productivity Among Economists. In: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 1, 154–156.
- Pack, J./Buck, H./Kistler, E./Mendius, H. G./Morschhäuser, M./Wolff, H. (1999): *Zukunftsreport demographischer Wandel. Innovationsfähigkeit in einer alternden Gesellschaft*, Bonn: BMBF.
- Prskawetz, A./Mahlberg, B./Skirbekk, V./Freund, I./Winkler-Dworak, M./Lindh, T./Malmberg, B./Jans, A./Skans Nordström, O./Andersson, F. (2005): The Impact of Population Ageing on Innovation and Productivity Growth in Europe. In: European Commission (ed.): *European Observatory on Demography and the Social Situation (SSO). Studies on policy implications of demographic changes in the enlarged EU*.
- Skirbekk, V. (2003): Age und Individual Productivity: A Literature Survey. MPIDR Working Paper No. 2003-028. Rostock.
- Stephan, P./Levin, S. (1991): Research Productivity Over the Life Cycle: Evidence for Academic Scientists. In: *American Economic Review*, Vol. 81, No. 1, 114–132.
- Waldman, D. A./Avolio, B. J. (1986): A meta-analysis of age differences in job performance. In: *Journal of Applied Psychology*, Vol. 71, 33–38.
- Winship, C./Radbill, L. (1994): Sampling Weights and Regression Analysis. In: *Sociological Methods & Research*, Vol. 23, 230–257.

## Anhang

### Anhangtabelle A1

#### Deskriptive Statistik der betrieblichen Charakteristika, Jahr 2003<sup>a)</sup>

Variable	Skalenniveau	Mittelwert	Std.abw.	Minimum	Maximum	
<i>Verarbeitendes Gewerbe (1.104 Fälle)</i>						
Log (Bruttowertschöpfung)	Metrisch	16,98	1,64	13,53	23,20	
Log (Kapitaleinsatz)	Metrisch	12,85	1,99	6,92	20,10	
Log (Arbeitseinsatz)	Metrisch	12,51	1,22	9,54	17,28	
<i>Dienstleistungssektor (758 Fälle)</i>						
Log (Bruttowertschöpfung)	Metrisch	16,14	1,49	12,68	22,50	
Log (Kapitaleinsatz)	Metrisch	12,02	2,02	6,17	18,99	
Log (Arbeitseinsatz)	Metrisch	11,97	1,20	9,61	16,91	
Variable	Ordinal (1/5)	1	2	3	4	5
<i>Verarbeitendes Gewerbe (1.104 Fälle)</i>						
Technologisches Niveau	Fallzahl	234	572	275	22	1
<i>Dienstleistungssektor (758 Fälle)</i>						
Technologisches Niveau	Fallzahl	151	429	167	11	0
Variable	Binär (ja/nein)	ja		nein		
<i>Verarbeitendes Gewerbe (1.104 Fälle)</i>						
Gründung vor 1990	Fallzahl	793		311		
Ostdeutscher Betrieb	Fallzahl	404		700		
<i>Dienstleistungssektor (758 Fälle)</i>						
Gründung vor 1990	Fallzahl	475		283		
Ostdeutscher Betrieb	Fallzahl	252		506		

Anmerkung: a) Ungewichtete Werte, nur Fälle, die in die Regressionen eingehen.  
Quelle: LIAB 2004.

## Anhangtabelle A2

**Ergebnisse der Fixed-Effects-Regression, Jahre 1999–2003 (unbalanced Panel)**(t-Werte in Klammern)<sup>a)</sup>

Abhängige Variable: Log Bruttowertschöpfung	Verarbeitendes Gewerbe		Dienstleistungssektor	
<i>Heterogenitätsparameter<sup>b)</sup></i>				
Lebensalter (Referenz: 55+)				
Anteil 15–24 Jahre	0,17	(0,91)	0,14	(0,60)
Anteil 25–34 Jahre	0,04	(0,27)	0,08	(0,41)
Anteil 35–44 Jahre	0,09	(0,63)	–0,07	(–0,33)
Anteil 45–54 Jahre	0,13	(0,86)	–0,03	(–0,12)
Ausbildung (Referenz: kein Beruf)				
Anteil Berufsabschluss	–0,06	(–0,47)	0,41**	(2,83)
Anteil tertiärer Abschluss	–0,41*	(–2,11)	0,28	(1,26)
Im Betrieb (Referenz: über 5 Jahre)				
Anteil bis 1 Jahr	0,21**	(3,03)	0,11	(1,08)
Anteil 1–3 Jahre	–0,02	(–0,46)	0,11	(1,22)
Anteil 3–5 Jahre	0,00	(0,03)	–0,04	(–0,47)
Anteil Frauen	–0,09	(–0,72)	0,02	(0,14)
Anteil Nicht-Deutsche	–0,09	(–0,36)	–0,13	(–0,38)
<i>Betriebliche Charakteristika</i>				
Log Kapitaleinsatz ( $\alpha$ )	0,02**	(3,22)	0,02**	(2,81)
Log Arbeitsvolumen ( $\beta$ )	0,48**	(13,44)	0,23**	(6,42)
Technologisches Niveau	0,03**	(3,14)	–0,01	(–1,00)
Konstante	10,59**	(22,53)	12,79**	(26,31)
R <sup>2</sup> within	0,097		0,044	
R <sup>2</sup> between	0,845		0,519	
Beobachtungen	4.052		2.515	

Anmerkungen: a) \*\*\* %-Signifikanz-Niveau \*5 %-Signifikanz-Niveau.

b) Um aus den angegebenen Schätzern der Heterogenitätsparameter das entsprechende  $\lambda$  gemäß Gleichung 6 zu errechnen, müssen diese noch durch den Schätzer des log. Arbeitsvolumens  $\beta$  geteilt werden. Die Signifikanzen ändern sich dadurch nicht.

Quelle: LIAB 2004.

## Anhangtabelle A3

## Getrennte OLS-Schätzungen für jüngere/ältere Firmen, Jahr 2003

(t-Werte in Klammern)<sup>a)</sup>

Abhängige Variable: Log Bruttowertschöpfung	Verarbeitendes Gewerbe		Dienstleistungssektor	
	Gründung vor 1990	Gründung seit 1990	Gründung vor 1990	Gründung seit 1990
<i>Heterogenitätsparameter<sup>b)</sup></i>				
Lebensalter (Referenz: 55+)				
Anteil 15–24 Jahre	-0,82* (-2,01)	-1,24 (-1,84)	1,40* (2,54)	1,26 (1,89)
Anteil 25–34 Jahre	0,58 (1,71)	0,97 (1,65)	0,91 (1,68)	1,13 (1,68)
Anteil 35–44 Jahre	1,21** (3,78)	1,04 (1,87)	0,29 (0,59)	2,00** (2,95)
Anteil 45–54 Jahre	-0,22 (-0,64)	0,16 (0,25)	0,55 (0,87)	0,45 (0,52)
Ausbildung (Referenz: kein Beruf)				
Anteil Berufsabschluss	-0,07 (-0,50)	-0,73* (-2,50)	0,48* (2,23)	0,11 (0,44)
Anteil tertiärer Abschluss	1,85** (7,38)	0,01 (0,04)	0,80** (2,69)	0,32 (0,91)
Im Betrieb (Referenz: über 5 Jahre)				
Anteil bis 1 Jahr	-0,22 (-0,62)	-0,64 (-1,75)	-1,56** (-4,22)	-0,85* (-2,37)
Anteil 1–3 Jahre	-0,34 (-1,43)	-0,38 (-1,78)	-0,21 (-0,78)	-0,29 (-1,03)
Anteil 3–5 Jahre	0,11 (0,80)	0,47 (0,22)	-0,70* (-2,36)	-0,52 (-1,81)
Anteil Frauen	-0,87** (-6,55)	-0,64** (-2,83)	0,15 (0,85)	-0,10 (-0,44)
Anteil Nicht-Deutsche	-0,41 (-1,58)	-1,75* (-2,37)	0,17 (0,46)	-0,42 (-0,64)
<i>Betriebliche Charakteristika</i>				
Log Kapitaleinsatz ( $\alpha$ )	0,11** (6,31)	0,15** (5,02)	0,15** (6,15)	0,21** (6,44)
Log Arbeitsvolumen ( $\beta$ )	1,00** (36,2)	0,95** (18,0)	0,80** (22,5)	0,80** (15,0)
Technologisches Niveau	-0,01 (-0,46)	-0,09* (-2,01)	-0,04 (-0,86)	0,09 (1,32)
Ostdeutscher Betrieb (0/1)	-0,30** (-5,35)	-0,19 (-1,72)	-0,35** (-3,74)	-0,33** (-2,86)
Konstante	3,01** (7,35)	3,67** (5,01)	3,89** (5,54)	2,62** (2,71)
R <sup>2</sup>	0,900	0,856	0,814	0,775
Anzahl Parameter	31	31	31	31
Beobachtungen	793	311	475	283

Anmerkungen: a) \*\*1 %-Signifikanz-Niveau \*5 %-Signifikanz-Niveau; Branchendummies werden nicht ausgewiesen.

b) Um aus den angegebenen Schätzern der Heterogenitätsparameter das entsprechende  $\lambda$  gemäß Gleichung 6 zu errechnen, müssen diese noch durch den Schätzer des log. Arbeitsvolumens  $\beta$  geteilt werden. Die Signifikanzen ändern sich dadurch nicht.

Quelle: LIAB 2004.

## Anhangtabelle A4

**Getrennte OLS-Schätzungen für Firmen mit und ohne Beschäftigungsaufbau, Jahr 2003**(t-Werte in Klammern)<sup>a)</sup>

Abhängige Variable: Log Bruttowertschöpfung	Verarbeitendes Gewerbe		Dienstleistungssektor	
	Wachsende Beschäftigung	Stabile/ schrumpfende Beschäftigung	Wachsende Beschäftigung	Stabile/ schrumpfende Beschäftigung
<i>Heterogenitätsparameter<sup>b)</sup></i>				
Lebensalter (Referenz: 55+)				
Anteil 15–24 Jahre	-1,11 (-1,89)	-0,38 (-0,75)	1,47 (1,84)	1,50* (2,46)
Anteil 25–34 Jahre	0,44 (0,87)	0,85* (2,03)	1,19 (1,55)	1,12 (1,85)
Anteil 35–44 Jahre	1,08* (2,12)	1,74** (4,50)	1,45* (2,00)	1,35* (2,35)
Anteil 45–54 Jahre	-0,00 (-0,00)	-0,13 (-0,32)	1,20 (1,35)	0,68 (0,92)
Ausbildung (Referenz: kein Beruf)				
Anteil Berufsabschluss	-0,43* (-2,02)	-0,03 (-0,17)	0,41 (1,40)	0,16 (0,69)
Anteil tertiärer Abschluss	0,57 (1,79)	1,62** (5,32)	0,72 (1,83)	0,72* (2,08)
Im Betrieb (Referenz: über 5 Jahre)				
Anteil bis 1 Jahr	-0,50 (-1,42)	-0,64 (-1,04)	-1,34** (-2,74)	-1,25** (-3,36)
Anteil 1–3 Jahre	-0,33 (-1,23)	-0,36 (-1,39)	-0,20 (-0,61)	-0,03 (-0,09)
Anteil 3–5 Jahre	0,08 (0,43)	-0,09 (-0,56)	-0,94* (-2,01)	-0,35 (-1,22)
Anteil Frauen	-0,73** (-3,92)	-0,76** (-4,75)	0,15 (0,60)	0,21 (1,01)
Anteil Nicht-Deutsche	-0,22 (-0,47)	-0,65* (-2,01)	2,61** (3,35)	-0,63 (-1,47)
<i>Betriebliche Charakteristika</i>				
Log Kapitaleinsatz ( $\alpha$ )	0,11** (4,77)	0,12** (5,54)	0,15** (4,52)	0,14** (4,58)
Log Arbeitsvolumen ( $\beta$ )	0,98** (25,0)	0,97** (26,9)	0,79** (14,3)	0,85** (20,1)
Technologisches Niveau	-0,07 (-1,74)	-0,00 (-0,02)	-0,04 (-0,60)	0,04 (0,68)
Ostdeutscher Betrieb (0/1)	-0,09 (-1,22)	-0,25** (-3,80)	-0,22 (-1,72)	-0,31** (-3,45)
Konstante	3,46** (5,95)	2,72** (4,47)	2,85** (2,97)	4,32** (5,75)
R <sup>2</sup>	0,906	0,888	0,815	0,808
Anzahl Parameter	31	31	31	31
Beobachtungen	399	564	233	373

Anmerkungen: a) \*\*1 %-Signifikanz-Niveau \*5 %-Signifikanz-Niveau; Branchendummies werden nicht ausgewiesen.

b) Um aus den angegebenen Schätzern der Heterogenitätsparameter das entsprechende  $\lambda$  gemäß Gleichung 6 zu errechnen, müssen diese noch durch den Schätzer des log. Arbeitsvolumens  $\beta$  geteilt werden. Die Signifikanzen ändern sich dadurch nicht.

Quelle: LIAB 2004.