

Restwertentwicklung von Traktoren – ein Plädoyer für die Anwendung einer differenzierten Marktwertschätzung

Felix Witte, Hans Back, Christian Sponagel, Enno Bahrs

Für Entscheidungen über Nutzungsart und -dauer von Traktoren sowie für die Beurteilung von angemessenen Gebrauchtpreisen sind Schätzungen von Marktwerten wichtig. Dabei wird häufig ein linearer Zusammenhang zwischen der Nutzungsintensität sowie dem Alter und dem Wert unterstellt und Unterschiede zwischen Fabrikaten, Leistungsklassen, Typ oder Ausstattung unzureichend betrachtet. Dieser Beitrag zeigt, dass sich die Marktwerte und damit auch die Restwertentwicklung besser mit nichtlinearen Funktionen, insbesondere exponentiellen Funktionen, beschreiben lässt und sich der Verlauf zwischen verschiedenen Fabrikaten und Leistungsklassen unterscheidet.

Auf der Basis von Onlineinseraten werden multiple lineare Schätzmodelle zur Beschreibung des Marktwertes aufgestellt und mit Auktionsergebnissen validiert sowie mit der Restwertformel des KTBL verglichen. Die auf Onlineinseraten basierenden Modelle erscheinen grundsätzlich geeignet, reale Verkaufsereignisse abzubilden. Aus einer auf dem Marktwert aufbauenden differenzierten Betrachtung des Restwertes entstehen zum Teil erhebliche Unterschiede in den Entwertungskosten einzelner Leistungsklassen aber auch Fabrikate. In einfachen Anwendungsfällen genügen zwar Durchschnittsbetrachtungen, bei kurzen Nutzungsdauern, geringen Auslastungen und kleinen Leistungsklassen empfehlen wir jedoch besonders bei betriebswirtschaftlichen Kalkulationen eine individuelle Restwertschätzung vorzunehmen. Dafür und für die objektive Einschätzung der Marktwerte von gebrauchten Traktoren können die im Anhang aufgeführten Parameter genutzt werden.

Schlüsselwörter

Traktoren, Restwerte, Abschreibung, Auktionen, Online-Inserate

Eine objektive und präzise Marktwertschätzung für gebrauchte Traktoren bzw. die Restwertentwicklung ist aus mindestens zwei Gründen für Entscheidungsträger im landwirtschaftlichen Umfeld bedeutend. Die Vorhersagen werden benötigt, um Entscheidungen auf dem Gebrauchtmakrt zu treffen, d.h. um einzuschätzen, ob ein Angebot für den Kauf oder Verkauf eines gebrauchten Traktors einem marktüblichen Preis nahekommt, der aufgrund mangelnder Markttransparenz ansonsten unzureichend bekannt ist. Aber auch im Rahmen der Tätigkeiten von landwirtschaftlichen Sachverständigen oder im Rahmen von Bilanzanalysen werden solche objektiven Schätzungen benötigt. Das zweite Feld, in dem solche Schätzungen benötigt werden, ist die landwirtschaftlichen Kostenrechnung. Für viele landwirtschaftliche Dienstleistungen sind Maschinenkosten der größte Kostenblock (HOOP et al. 2014). Für die Bestimmung von Maschinenkosten sind Annahmen über den Restwert und damit über auf dem Gebrauchtmakrt erzielbare Preise unerlässlich.

Es gibt verschiedene Ansätze, um den Wert eines gebrauchten Traktors zu bestimmen. Im Ertragssteuerrecht wird der Wertverlust von Traktoren häufig über die lineare Abschreibung auf einen Restwert angenähert. Die Abschreibung entspricht dem Anschaffungswert abzüglich des Restwertes dividiert durch die Nutzungsdauer (vgl. dazu auch § 7 I EStG). Die AfA-Tabellen der Finanzverwaltung unterstellen dabei nach Ablauf von 8 Jahren nach der Anschaffung einen Restwert von Null. Eine weitere Möglichkeit zur betriebswirtschaftlichen Restwertbestimmung bzw. zur Einschätzung von Preisen für Gebrauchstraktoren sind die Normdaten des KTBL, die eine lineare Abschreibung über 12 Jahre auf einen Restwert von 20 % unterstellen. Das KTBL setzt seit 2017 eine Formel ein, die neben dem Alter auch den Wertverlust gegen die Nutzungsintensität ins Kalkül zieht. Diese Formel und ihre Parameter verstehen sich aktuell noch als „Arbeitshypothese“ (SCHROERS et al. 2020). Sie wird im Methodenteil vorgestellt und als Vergleichsmaßstab genutzt, womit dieser Beitrag als Ergänzung zu dem von SCHROERS et al. (2020) gesehen werden kann. Der KTBL-Restwertformel und den anderen genannten Möglichkeiten ist gemein, dass sie einen linearen Zusammenhang zwischen Restwert und Alter sowie Nutzungsumfang über die gesamte Nutzungsdauer unterstellen. Außerdem unterscheidet keine der Methoden zwischen verschiedenen Fabrikaten oder unterschiedlichen Leistungsklassen.

Solche fabrikatspezifischen Unterschiede und nicht lineare Entwertungen von Traktoren wurden bereits in der Vergangenheit für ausländische Traktorenmärkte angedeutet (WILSON und TOLLEY 2004, PERRY et al. 1990, FENOLLOSA RIBERA und GUADALAJARA OLMEDA 2007, WILSON 2010, DANINGER und GUNDERSON 2017). Für den deutschen Markt hat UPPENKAMP (1998) Regressionen zur Restwertbestimmung mit dem natürlichen Logarithmus des Alters als unabhängiger Variable durchgeführt. Für die durchschnittliche Auslastung und verschiedene Fabrikate wurden dort Korrekturfaktoren geschätzt. Der Verlauf der Restwerte wird allerdings nur exemplarisch für zwei Fabrikate gezeigt. Unterschiede in den Motorisierungen wurden dort nicht betrachtet.

Die vorangegangenen Arbeiten nutzen als Datengrundlage mehrere Jahrgänge von Auktionsergebnissen (PERRY et al. 1990, CROSS und PERRY 1996, WU und PERRY 2004, DANINGER und GUNDERSON 2017), Sammlungen von Inseraten in Fachzeitschriften (WILSON und TOLLEY 2004, WILSON 2010) oder sonstige mehrjährige Preissammlungen (FENOLLOSA RIBERA und GUADALAJARA OLMEDA 2007, UNTERSCHULTZ und MUMEY 1996), sodass mindestens eine Mischung von Zeitpunkten (oft auch verschiedener Auktionsformate) erfolgt, die zu entsprechenden Verzerrungen in der Schätzung führen können und wie in den Arbeiten von PERRY et al. (1990), CROSS und PERRY (1996) und DANINGER und GUNDERSON (2017) Korrekturen für veränderte makroökonomische Variablen (Konjunkturzyklen) über den Zeitablauf nötig machen. Obwohl die genannten Arbeiten Fabrikatsunterschiede herausstellen, werden dennoch hauptsächlich nicht die aktuell in Deutschland relevanten Fabrikate betrachtet.

Zielsetzung und Hypothesen

Dieser Beitrag soll die zuvor genannten Analysen erweitern. Dabei werden für Deutschland aktuelle Funktionen zur Marktwertbestimmung von Traktoren bereitgestellt. Diese Funktionen können für die Preisbeurteilung im Sinne der Markttransparenz und für die Restwertschätzung im internen Rechnungswesen genutzt werden. Er stellt stärker auf Fabrikatsunterschiede und unterschiedliche Motorisierungen ab. Außerdem nutzt dieser Beitrag erstmals ausschließlich Onlineinserate als Datengrundlage zur Schätzung von Marktwerten, mit der Intention, eine valide und leicht aktualisierbare Schätzung realer Marktereignisse zu ermöglichen. Onlineinserate standen den älteren oben genannten Arbeiten nicht zur Verfügung und liefern aktuelle Daten für den deutschen Markt. Damit können

aktuelle Wertentwicklungen, auch einzelner Fabrikate, zielgerichteter abgebildet werden. Lediglich WILSON (2010) nutzt in seinen Restwertschätzungen Angebote von den Websites verschiedener Landmaschinenhändler. Über deren Umfang macht er keine Angaben und verschneidet sie mit Inseraten aus verschiedenen Zeitschriften. Die hier genutzten Daten stammen hingegen alle aus demselben Onlineportal. Vor diesem Hintergrund werden folgende Hypothesen adressiert:

- Ein linearer Zusammenhang ist für die Beschreibung der betriebswirtschaftlichen Abschreibung bzw. Entwertung von Traktoren nicht angemessen.
- Die Entwertung von Traktoren unterscheidet sich in Deutschland zwischen den Fabrikaten innerhalb derselben Leistungsklasse.
- Auf Onlineinseraten basierende Schätzmodelle sind grundsätzlich geeignet, reale Verkaufsereignisse abzubilden.

Datengrundlage und Methode

Die Hypothesen sollen durch die Schätzung von Regressionsmodellen für Marktwerte von gebrauchten Traktoren, unter Berücksichtigung verschiedener Fabrikate und Leistungsklassen, geprüft werden. Für eine valide Prüfung werden möglichst große Datensätze von Traktoren unterschiedlicher Fabrikate und Leistungsklassen mit Informationen über das Alter und die bisher geleisteten Betriebsstunden benötigt. Ideal sind Datensätze mit Marktpreisen aus tatsächlichen Verkaufsereignissen. Solche liegen nur in geringen Stückzahlen in Form von Auktionsergebnissen öffentlich zugänglich vor. Letztere erlauben – aufgrund ihrer vergleichsweise geringen Anzahl – zumindest keine ausreichend validen Schätzungen, um Aussagen über fabrikatsspezifische Unterschiede bei der Entwertung zu treffen. Daher werden zunächst auf Basis von Onlineinseraten verschiedene Modelle für die Vorhersage von Marktwerten und Entwertungsverläufen geschätzt. Onlineinserate bieten sich als Grundlage für die Schätzung an, da sie in großer Stückzahl vorliegen. Allerdings bilden Inserate keine tatsächlichen Verkaufspreise ab. Sie kommen diesen bestenfalls in Form systematisch höherer Werte nahe. Deshalb werden in einem zweiten Schritt verschiedene Modelle genutzt, um Auktionsergebnisse mit tatsächlichen Kaufpreisen zu schätzen. So soll die Frage beantwortet werden, ob sich die bei den Inseraten vorgefundenen Zusammenhänge auf reale Verkaufsereignisse übertragen lassen und damit eine valide Möglichkeit bilden, tatsächliche Preise zu schätzen. Außerdem kann durch den Vergleich zwischen Modellen mit und ohne fabrikatsspezifischer Entwertung bei der Schätzung der Auktionsergebnisse geprüft werden, ob das Fabrikat einen messbaren Einfluss auf die Vorhersage von realen Verkaufspreisen hat. Die Auktionsergebnisse werden darüber hinaus auch mit den Vorhersagen der linearen Restwertfunktion des KTBL verglichen.

Die als Datengrundlage verwendeten Onlineinserate wurden mittels R-Studio und dem Package „rvest“ am 27.02.2020 aus dem Anzeigenbestand des Anbieters „traktorpool.de“ ausgelesen. Nach eigenen Angaben handelt es sich bei „traktorpool.de“ um den führenden deutschen Marktplatz für gebrauchte Landmaschinen bzw. für Traktoren. Laut der AGRIMA 2019, einer Mediennutzungsanalyse mit mehr als 3000 teilnehmenden Landwirten, handelt es sich bei „traktorpool.de“ um die bekannteste und am häufigsten genutzte deutsche Agrarwebsite (TRAKTORPOOL.DE 2019). Die hier verwendete Stichprobe enthielt zunächst alle zu diesem Zeitpunkt bei „traktorpool.de“ inserierten Traktoren. Sie umfasst also auch Inserate, die vor dem 27.02.2020 eingestellt wurden. Ein Inserat bei Traktorpool ist

kostenpflichtig und läuft entweder nach 28 Tagen aus oder verursacht laufende Kosten. Dies spricht für die Validität der Inserate. Es wurden nur solche Traktoren mit einem Standort in Deutschland, einem Alter von bis zu 20 Jahre und maximal 12.000 Betriebsstunden berücksichtigt. Dies soll einer Verzerrung durch Liebhaberfahrzeuge vorbeugen. Weiterhin wurden Traktoren ausgeschlossen, bei denen offensichtlich ein Motor- oder Getriebeschaden vorlag oder die in Kombination mit weiteren landwirtschaftlichen Geräten verkauft werden sollten. Für die Auswertung wurden weiterhin nur Datensätze aufgenommen, die Angaben zu Angebotspreis, Motorleistung in kW, Betriebsstunden, Baujahr und Typenbezeichnung besitzen. Dabei wurden ausschließlich die Fabrikate „Case“ (inklusive „Steyr“), „Claas“, „Fendt“, „John Deere“ und „New Holland“ berücksichtigt. Diese hatten im Jahr 2018 die höchsten Anteile an den Zulassungen ab 36 kW in Deutschland und standen insgesamt für 65,5 % der Zulassungen (STIRNIMANN und RENIUS 2020). Die Traktoren wurden anhand ihrer Motorleistung einer Leistungsklasse nach KTBL (2020) zugeordnet. Die Klassen überschneiden sich nicht, sodass jeder Traktor nur einer Klasse angehört. Die Zuordnung zu Leistungsklassen bietet gegenüber der Nutzung der exakten Werte der Motorleistung den Vorteil, dass Ungenauigkeiten in der Leistungsangabe in den Inseraten nivelliert werden. Außerdem können für Kostenrechnungen, auf Basis der Modelle, weiterhin die leistungsklassenspezifischen Reparaturkosten des KTBL genutzt werden. Tabelle 1 zeigt die Verteilung der Traktoren über die Größenklassen und Fabrikate. Aufgrund der geringen Stichprobenumfänge von weniger als 20 Traktoren je Fabrikat wurden die Leistungsklassen 45, 54, 275, 338 und 400 kW von den weiteren Betrachtungen ausgeschlossen. Es verblieben 2.667 Traktoren. Diese Begrenzung der Leistungsklassen schließt faktisch alle Kettentraktoren (Beispielsweise „Case Quadtrac“ oder die RT Baureihen von „John Deere“) aus. Die Ergebnisse beziehen sich weitestgehend auf allradgetriebene Standardtraktoren. Die Standorte der Traktoren verteilen sich über ganz Deutschland. Bis auf wenige Großstädte sind alle der zweistelligen Postleitzahlengebiete in der Stichprobe vertreten.

Tabelle 1: Zusammensetzung der verwendeten Onlineinserate nach Fabrikat und Leistungsklasse

Leistungsklasse (kW)	Anzahl insgesamt und je Fabrikat						Durchschnittswert für		
	Gesamt	Case	Claas	Fendt	JD ¹⁾	NH ¹⁾	Preis ²⁾ in Euro	Betriebs- stunden	Alter in Jahren
45	21	5	0	1	8	7	25.042	426	6
54	77	8	15	9	33	12	30.663	1665	6
67	230	36	68	28	71	27	35.100	3220	9
83	255	28	61	48	86	32	41.463	4200	9
102	288	50	71	35	109	23	54.950	4325	7
120	354	23	114	49	117	51	64.621	3425	6
138	334	36	77	75	105	41	68.700	4348	7
157	301	32	88	39	116	26	74.900	4500	6
176	334	21	74	110	89	40	85.500	4117	6
200	335	25	43	143	90	34	92.000	4070	6
233	236	26	30	78	80	22	93.658	4420	7
275	272	8	54	114	84	12	113.250	4450	7
338	61	5	40	7	7	2	146.000	2720	5
400	33	12	8	9	3	1	199.000	3855	6

¹⁾ JD = John Deere, NH = New Holland

²⁾ Der Preis ist der durchschnittliche inserierte Angebotspreis.

Zur Validierung der Onlineinserate werden 357 Auktionsergebnisse für Traktoren genutzt, die den obigen Kriterien bezüglich Fabrikat, Alter, Nutzung in Betriebsstunden und Leistungsklasse (67-233kW) entsprechen. Auch hier wurden Traktoren mit Motor- und Getriebeschaden ausgesondert. Die Ergebnisse stammen aus acht in Meppen durchgeführten Auktionen der Firma „Ritchie Bros.“. Die einbezogenen Auktionen fanden vom März 2019 bis zum November 2020 statt. Das Alter der versteigerten Traktoren errechnet sich aus der Differenz von dem Jahr der Auktion und dem Baujahr.

Verschiedene vorangegangene Arbeiten kommen zu dem Schluss, dass lineare Zusammenhänge die Entwertungen von Landmaschinen unzureichend wiedergeben. Allerdings gibt es in der Literatur verschiedene Meinungen darüber, welche Transformation für die Beschreibung von Wertverluste bei Landmaschinen am geeignetsten ist. CROSS und PERRY (1996) und WU und PERRY (2004) erzielten mit Box-Cox-Transformationen die besten Ergebnisse. Die abhängige Variable war jeweils das Verhältnis zum Listenpreis. Die nächstbeste Anpassungsgüte lieferte in ihren Arbeiten die Transformation von abhängigen und unabhängigen Variablen mit der Quadratwurzel. Sie bezeichnen diese Transformation als „double square root“ und empfehlen sie wegen der einfacheren Handhabung für den praktischen Einsatz. Auch DANINGER und GUNDERSON (2017) präferieren diese Transformation, die auch in ihrer Studie nur geringfügig schlechtere Ergebnisse als die Box-Cox-Transformation liefert. In ihrer Arbeit schneidet in einem Modell mit Interaktionstermen zwischen Alter bzw. Betriebsstunden und der Leistungsklasse die Transformation des Preises mit dem natürlichen Logarithmus ähnlich gut ab. Auch UNTERSCHULTZ und MUMEY (1996) transformieren den Preis mit dem natürlichen Logarithmus. FENOLLOSA RIBERA und GUADALAJARA OLMEDA (2007) nutzen ebenfalls diese Transformation zur Schätzung von Entwertungsmodellen. Die drei letztgenannten Arbeiten nutzen den absolute Preis als Zielvariable (Unterschultz und MUMEY 1996, DANINGER und GUNDERSON 2017, FENOLLOSA RIBERA und GUADALAJARA OLMEDA 2007). Die Schätzung des absoluten Wertes schließt preispolitische Einflüsse der Listenpreise aus. Gegen die oben genannte Box-Cox-Transformation spricht vor allem, dass die Ergebnisse schwer zu interpretieren sind (WU und PERRY 2004, WILSON 2010).

In diesem Beitrag werden multiple lineare Regressionen gegen verschiedene Transformationen des absoluten Inseratspreises angepasst. Zwischen diesen wird diejenige mit der besten Anpassung ausgewählt. Die verwendeten Transformationen sind der natürliche Logarithmus (exponentielle Funktionen) (Gleichung 2) und die angesprochene „double square root“ (Gleichung 3). Daneben findet eine Anpassung gegen den nicht transformierten Preis (Gleichung 1) statt, um einen Vergleich zu einer linearen Schätzung zu ziehen. Das volle Modell stellt sich jeweils wie folgt dar:

$$y = v_{k,f} + h_{k,f} * x_1 + a_{k,f} * x_2 \quad \text{Lineares Modell} \quad \text{Gl. (1)}$$

$$y = e^{v_{k,f}} * e^{h_{k,f} * x_1} * e^{a_{k,f} * x_2} \quad \text{Natürlicher Logarithmus} \quad \text{Gl. (2)}$$

$$y = (v_{k,f} - h_{k,f} * x_1^{0,5} - a_{k,f} * x_2^{0,5})^2 \quad \text{double square root} \quad \text{Gl. (3)}$$

y = Schätzwert des Angebotspreises der Gebrauchtmachine
v = zu schätzender Parameter für den Neupreis
h = zu schätzender Entwertungsparameter gegen die Betriebsstunden
a = zu schätzender Entwertungsparameter gegen das Alter
f = Fabrikat
k = Leistungsklasse
x₁ = Betriebsstunden
x₂ = Alter

Die zu schätzenden Parameter a und h unterscheiden sich im vollen Modell zwischen den Fabrikaten (f) und den Leistungsklassen (k). Auch der Neupreis bzw. sein Parameter (v) wird modellendogen geschätzt. Angepasst werden neben den oben gezeigten vollen Modellen alle reduzierten Modelle desselben (all subsets regression). Die Anpassung erfolgt mittels einer Kleinstquadratschätzung. Die Modellselektion innerhalb der Transformation erfolgt anhand des Akaike-Informationskriterium (AIC). Für die drei verbliebenen Modelle, eins je Transformation, wird die Abweichungsquadratsumme des rücktransformierten Schätzwertes zum Inseratspreis berechnet. Die Abweichungsquadratsummen werden zwischen den Modellen verglichen. Das Modell mit der geringsten Abweichungsquadratsumme wird ausgewählt und im Weiteren verwendet. Das präferierte Modell wird mittels einer Varianzanalyse auf die statistische Signifikanz der aufgenommenen Einflussfaktoren geprüft. Anschließend wird die statistische Signifikanz der einzelnen Parameter mittels t-Test geprüft. Diese Tests erfolgen einseitig, da für den geschätzten Neupreis v nur positive Werte und für h und a nur Wertverluste gegen zunehmendes Alter bzw. Stunden zu erwarten sind. Das gilt insbesondere, da die Beschränkung auf Traktoren, die nicht älter als 20 Jahre sind, Liebhaberverfahrzeuge ausschließt, die mit zunehmendem Alter Wertzuwächse zeigen können.

Die Parameter der Entwertung (h und a) für einzelne Fabrikate derselben Leistungsklasse werden mit F-Tests auf Unterschiede zwischen den Fabrikaten geprüft. Dabei werden jeweils paarweise die einzelnen Parameter für Traktoren unterschiedlicher Fabrikate innerhalb derselben Leistungsklasse verglichen. Wegen der Akkumulation der Fehler erster Art durch multiples Testen werden die p-Werte mit der Benjamini-Hochberg Prozedur korrigiert (BENJAMINI und HOCHBERG 1995). Der Anteil der falschpositiven Ablehnungen der Nullhypothese wird damit auf einen festzulegenden Anteil begrenzt, im vorliegenden Fall auf 0,05. Als Basis für die Korrektur wurde die Anzahl der paarweisen Vergleiche also 180, zweimal 10 Vergleiche je Klasse, herangezogen.

Als Vergleich bei der Schätzung der Auktionsergebnisse wird, neben dem präferierten Modell, das innerhalb derselben Transformation nach dem AIC nächstbesten Modell ohne Fabrikatseinflüsse und die Restwertformel des KTBL verwendet. Diese stellt sich wie folgt dar (SCHMID und KRÖN 2018, SCHROERS et al. 2020):

$$R = A * \left(a - b * \frac{ND}{NDpot} - c * \frac{NU}{NUpot} \right) \quad (\text{Gl. 4})$$

R = absoluter Restwert

A = Anschaffungspreis

a = prozentualer Restwert nach Inbetriebnahme

ND = tatsächliche Nutzungsdauer

NDpot = gesamte potentielle Nutzungsdauer.

NU = Nutzungsumfang in Stunden

NUpot = gesamter potenzieller Nutzungsumfang in Stunden

b und c = Einflussfaktoren für Nutzungsdauer und Nutzungsumfang.

Für Traktoren haben die Parameter folgende Ausprägungen: a , 0,74; b , 0,27; c , 0,27; $NDpot$, 12 Jahre; $NUpot$, 10.000 Stunden (SCHMID und KRÖN 2018). Als Wert für A wurde den Traktoren jeweils der Anschaffungswert aus dem entsprechenden Baujahr nach verschiedenen Jahrgängen von KTBL-Betriebsplanung bzw. Taschenbuch Landwirtschaft zugeordnet (KTBL 2000, 2002, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018). Es wurde jeweils der Wert für Lastschaltgetriebe ausgewählt.

Wie angesprochen, ist für die auf Inseraten basierenden Schätzmodellen eine systematische Überschätzung realer Preise zu erwarten. Um diese gegebenenfalls zu korrigieren, wird ein prozentualer

Abschlag zwischen Auktionsergebnissen und der Vorhersage der Modelle geschätzt. Dieser wird so gewählt, dass er die Abweichungsquadratsumme zwischen dem Schätzergebnis des jeweiligen Modelles und dem tatsächlichen Preis minimiert. Ein prozentualer Abschlag scheint in Anbetracht der Schwankungsweite der Auktionsergebnisse (137.000 bis 9.000 €) zweckmäßiger als ein konstanter absoluter Abschlag. Der kalkulierte Abschlag gibt Auskunft über das Preisverhältnis von Auktionen zu Inseraten. Für jedes Modell wird nur ein Faktor geschätzt. Auf den Versuch einen spezifischeren Abschlag, etwa nach Fabrikat oder Leistungsklasse, anzupassen wird auf Grund der geringen Zahl an Auktionsergebnissen verzichtet. Um mögliche Verzerrungen durch den fast zweijährigen Zeitraum, aus dem die Auktionsergebnisse stammen, zu adressieren, wird ein multiples lineares Regressionsmodell zur Erklärung der Abweichung zwischen den Auktionsergebnissen und den zugehörigen Schätzergebnissen aufgestellt.

Die Validierung mit den Auktionsergebnissen verfolgt drei verschiedene Zwecke. Erstens soll geprüft werden, ob die auf Basis der Inserate geschätzten Funktionen überhaupt reale Verkaufereignisse abbilden können. Zweitens soll mit dem Vergleich zu einem Modell ohne Fabrikatseinfluss aufgezeigt werden, ob mögliche, statistisch signifikante Unterschiede zwischen den Fabrikaten sich auch als „ökonomisch signifikant“ in Form einer verbesserten Abbildung der Auktionsergebnisse zeigen. Drittens soll der Vergleich mit der Formel des KTBL mögliche Vorteile gegenüber einem linearen Ansatz aufzeigen.

Ergebnisse

Die beste Anpassung nach dem AIC liefert jeweils das gezeigte volle Modell (1, 2 und 3). Die kleinste Abweichungsquadratsumme der rücktransformierten Schätzwerte lieferte das exponentielle Modell (2) bzw. die Transformation mit dem natürlichen Logarithmus. Die weiteren dargestellten Ergebnisse beschränken sich auf diese Transformation.

In der Modellselektion weisen über alle Transformationen hinweg die Modelle mit fabrikatsspezifischen Entwertungsfaktoren in der vorliegenden Stichprobe geringere Werte für das AIC auf als solche ohne. Bei dem exponentiellen Modell beträgt die Differenz des AIC des vollen Modells zum nächstbesten Modell 7,43. Eine Differenz in dieser Größe spricht dafür, dass es sich dabei tatsächlich, um das geeignetste der selektierten Modelle für die Darstellung der Marktwerte in der Stichprobe handelt (BURNHAM und ANDERSON 2004). Die Schätzwerte für die Regressionsparameter des gewählten Modells (2) sind, wie auch die Standardfehler und p-Werte, im Anhang vollständig dargestellt. Alle drei Einflussfaktoren erwiesen sich in der Varianzanalyse als statistisch signifikant (p-Wert < 0,05). Die Parameter der Betriebsstunden (h) sind im gewählten Modell (2) alle statistisch signifikant (p-Werte < 0,05) kleiner als Null (t-Test). Auch die Parameter für das Alter (a) sind auf diesem Niveau überwiegend, bis auf vier Fälle, statistisch signifikant kleiner als Null. Da der Breusch-Pagan-Test für das gewählte Modell auf das Vorhandensein von Heteroskedastizität hindeutet, wurden die Schätzung der robusten Standardfehler nach WHITE (1980) verwendet.

Abbildung 1 zeigt für die verschiedenen Leistungsklassen die geschätzten relativen Restwerte (y/v) der unterschiedlichen Fabrikate. Damit eine zweidimensionale Darstellung möglich ist, wurde eine feste Zahl von Betriebsstunden pro Jahr angenommen. Dies sind 833h/a, was der vom KTBL definierten Auslastungsschelle entspricht (KTBL 2018). Auch die Restwertfunktion des KTBL ist als rote Linie in die Abbildung eingezeichnet. Die Verläufe unterscheiden sich zwischen den Fabrikaten z. T. deutlich. Auch zwischen den Leistungsklassen treten Unterschiede auf. In den Klassen ab 138kW

nähern sich die Verläufe bei 10.000 Betriebsstunden, so wie es auch vom KTBL angenommen wird, einem Restwert von etwa 20 % an. In den kleineren Leistungsklassen ist der relative Restwert stets größer als von der KTBL-Formel angenommen. Auch bei kürzeren Nutzungsdauern ist der relative Restwert größer als vom KTBL prognostiziert. Da die Auslastung an der Auslastungsschwelle gerade in den kleineren Leistungsklassen nicht die in der betrieblichen Praxis anzutreffende Auslastung widerspiegeln könnte (Die vorliegende Stichprobe hat in der Leistungsklasse 67kW eine durchschnittliche Auslastung von 358h/a), ist im Appendix beispielhaft für die Leistungsklasse 67kW nochmals eine Darstellung für variierende Auslastungen aufgeführt. Die Differenz zu einer pauschalen Schätzung im relativen Restwert wächst dabei mit einer geringeren Auslastung noch an.

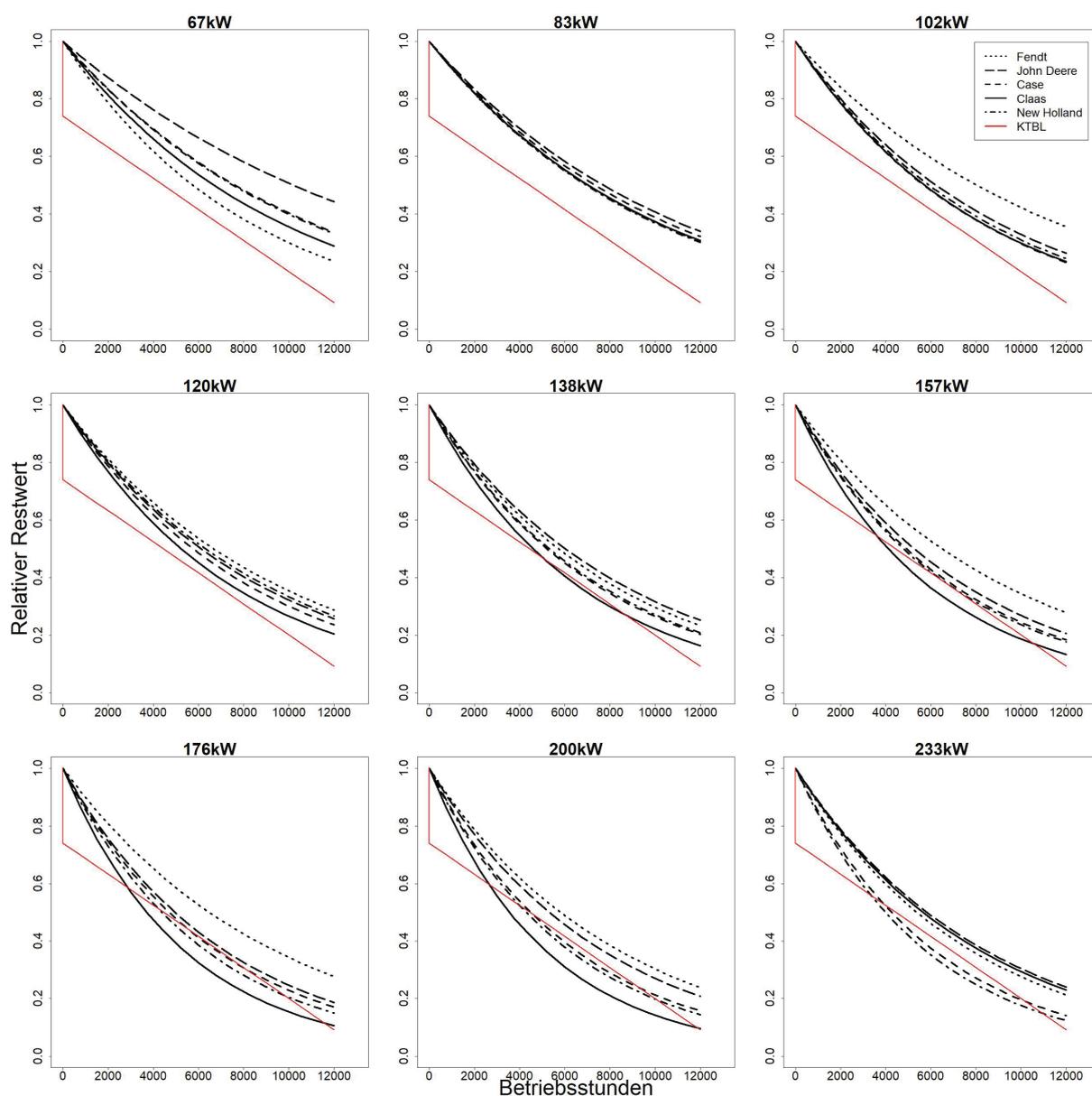


Abbildung 1: Geschätzter relativer Restwert nach Leistungsklassen und Fabrikaten in Abhängigkeit der Betriebsstunden auf Basis der Auslastungsschwelle von 833 Stunden pro Jahr

In den beiden Leistungsklassen mit der geringsten Motorisierung (67 und 83 kW) liegt der relative Restwert am Ende der Nutzungsdauer (12 Jahre und 10.000 h) deutlich höher und konvergiert somit nicht mit den Vorgaben des KTBL. Je nach Fabrikat kann der anteilige Restwert zwischen 40 und 50 % betragen. Die Reihenfolgen der Fabrikate bei den Entwertungsniveaus unterscheidet sich zwischen den Leistungsklassen. Tabelle 2 zeigt für jede Leistungsklasse, getrennt nach den Parametern der Entwertung (*h* und *a*), den Anteil der korrigierten p-Werte, die im paarweisen Vergleich mittels F-Test kleiner als 0,05 waren.

Tabelle 2: Anteil der signifikanten F-Tests ($\alpha=0,05$) nach Anwendung der Benjamini-Hochberg Prozedur auf Unterschiede in den Entwertungsparametern (*h* und *a*) nach Leistungsklassen

		Leistungsklassen								
		67	83	102	120	138	157	176	200	233
Parameter	<i>h</i>	0%	50%	0%	20%	0%	50%	50%	50%	10%
	<i>a</i>	0%	20%	0%	30%	0%	20%	10%	30%	0%

In jeder Leistungsklasse wurde für jedes Fabrikat jeder der beiden Entwertungsparameter zwischen allen Fabrikaten verglichen. Am Beispiel der Klasse 176 kW bedeutet der Anteil von 50 % beim Parameter *h*, dass dort bei der Hälfte der Vergleiche ein statistisch signifikanter Unterschied gezeigt werden konnte. Der Anteil schwankt zwischen den Klassen und den Parametern. In einigen Klassen konnte keine der Nullhypothesen abgelehnt werden. Dort konnten somit keine statistisch signifikanten Unterschiede gezeigt werden. Für den Parameter *h* (Entwertung mit zunehmenden Betriebsstunden) konnten mehr Unterschiede mit statistischer Signifikanz gezeigt werden.

Im Folgenden werden die Ergebnisse der als Validierung genutzten Auktionsschätzungen präsentiert. Als Vergleich, um die ökonomische Signifikanz der Fabrikatsunterschiede zu beleuchten, wird dabei das nach dem AIC nächstbeste Modell ohne die Berücksichtigung des Fabrikateinflusses genutzt. Dieses Modell stellt sich wie folgt dar:

$$y = e^{v_k} * e^{h_k * x_1} * e^{a_k * x_2} \tag{Gl. 5}$$

Die Benennung der Variablen entspricht der in der Methodik genannten, siehe etwa (2). Abbildung 2 zeigt die Schätzungen der Auktionsergebnisse durch die Modelle vor der Anpassung eines Korrekturfaktors. Die tatsächlich erzielten Auktionserlöse sind auf der x-Achse und die zugehörigen Schätzungen auf der y-Achse aufgetragen. Punkte oberhalb der eingezeichneten Winkelhalbierenden zeigen eine Überschätzung des tatsächlichen Preises, Punkte darunter eine Unterschätzung.

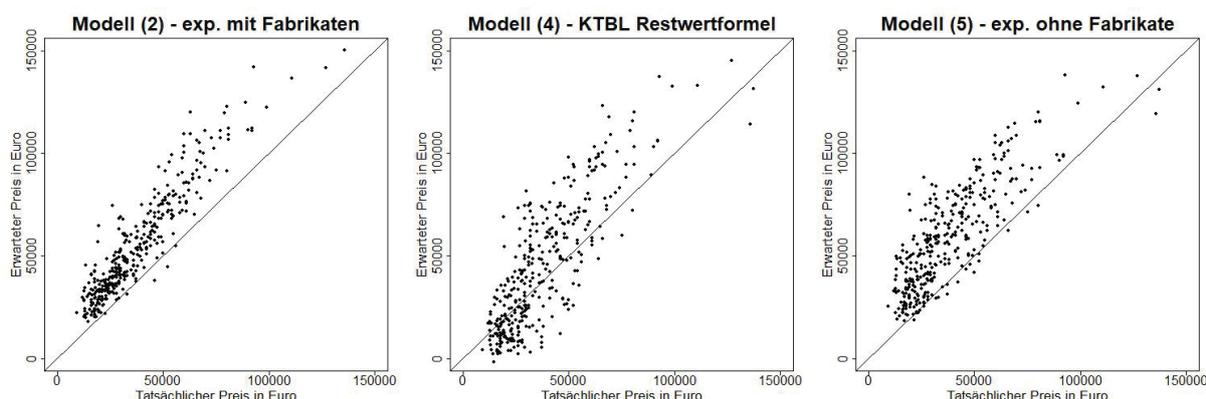


Abbildung 2: Prognoseabweichung der Auktionsergebnisse ohne prozentualen Abschlag

Wie erwartet, zeigt sich eine systematische Überschätzung der Auktionsergebnisse durch die auf Inseraten basierenden Modelle (2, 5). Das Modell (2) überschätzt in 98,5 % der Fälle den tatsächlichen Preis. Auffällig ist bei der KTBL-Formel die systematische Unterschätzung bei älteren Traktoren. Deshalb wurde der in der Methodik beschriebene Korrekturfaktor angepasst. Tabelle 3 zeigt sowohl den Korrekturfaktor als auch verschiedene Kennzahlen zur Güte der jeweiligen Schätzungen (nach Anwendung des Korrekturfaktors). Der Korrekturfaktor bewegt sich je nach Modell in der Größenordnung von 66 bis 76 %.

Tabelle 3: Kennzahlen zur Güte der Schätzung der Auktionsergebnisse mit prozentualen Abschlag

Modell	Korrekturfaktor	Durch. Betrag der Abweichung in Euro	Median der prozentualen Abweichung	Standardabweichung der Abweichung in Euro	Korrelationskoeffizient von erwartetem und tatsächlichem Preis
(2) - exp. mit Fabrikaten	69,9%	5.388,00	11%	7.458,28	0,943
(4) - KTBL Restwertformel	75,5%	11.036,64	28%	13.077,47	0,851
(5) - exp. ohne Fabrikate	66,2%	8.781,74	19%	11.682,97	0,853

Für jede der gezeigten Kennzahlen liefert Modell (2) den besten Wert. Im Durchschnitt weicht die Schätzung um 5.388 Euro vom tatsächlichen Ergebnis ab. Zusätzlich zu den gezeigten Werten ist zu ergänzen, dass die prozentuale Abweichung des 75%-Quantils für Modell (2) 19,6 % beträgt. Wohin gegen Modell (4) hier auf 74,6 % kommt. Im Vergleich zwischen Modell (2) und Modell (5) zeigt sich, dass die Unterschiede zwischen den Fabrikaten nicht nur statistisch signifikant sind, sondern auch, dass sich die tatsächliche Preisschätzung erheblich verbessert. Allerdings zeigen die Ergebnisse aus Tabelle 3. weiterhin, dass nicht nur die Fabrikatsunterschiede die verbesserte Schätzungsleistung der exponentiellen Modelle gegenüber den linearen Modellen begründen. So zeigt auch Modell (5) eine bessere Schätzleistungen als die KTBL-Formel (4). Der Median der prozentualen Abweichung ist in Modell (5) neun Prozentpunkte geringer als mit der Formel des KTBL. Auch das exponentielle Modell, mit lediglich leistungsklassenspezifischen Neupreisen und einheitlichen Parametern gegen Alter und Betriebsstunden (nicht in den Abbildungen 2 und 3 gezeigt) kommt hier auf einen Median von 22 %. Die Schätzungen der exponentiellen Modelle sind also auch bei gleicher Parameterzahl dem linearen Ansatz aus dieser Perspektive überlegen.

Abbildung 3 zeigt analog zu Abbildung 2 die korrigierten Schätzergebnisse. Insbesondere bei Modell (2) zeigt sich eine erhebliche Verbesserung durch den Korrekturfaktor. Bei der Restwertformel des KTBL zeigt sich durch den Korrekturfaktor im Schnitt keine erhebliche Verbesserung. Denn der Abschlag kann die ohnehin stattfindende Unterschätzung verschiedener, vor allem alter und stark genutzter, Traktoren nicht verbessern, sondern verschlechtert deren Schätzung. Aber auch hier kann die Schätzung von relativ jungen Traktoren verbessert werden. Aus dem Korrekturfaktor in Höhe von 0,699 für Modell (2) ergibt sich für den durchschnittlichen Abschlag zwischen Inseraten und Auktionsergebnissen ein Richtwert von 30,1 %.

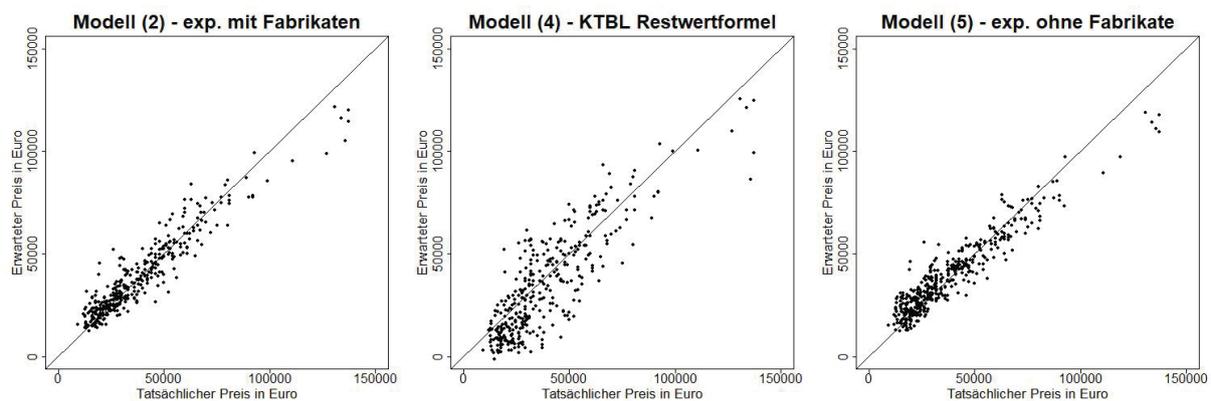


Abbildung 3: Prognoseabweichung der Auktionsergebnisse mit prozentualen Abschlag

Abbildung 4 zeigt die Prognosefehler der korrigierten Modelle aufgetragen gegen die Betriebsstunden. Die rote Linie stellt eine mit einer Kleinstquadratschätzung angepasste Regressionsgerade der Betriebsstunden gegen die Abweichung der Schätzungen aus Abbildung 3 dar. Während bei den exponentiellen Modellen die Abweichung in fast keinem Zusammenhang zu der Nutzungsintensität zu stehen scheint, ist dies bei KTBL-Restwertformel der Fall. Je höher die Anzahl der Betriebsstunden ist, umso stärker wird der Wert des Traktors unterschätzt. Dies lässt sich auch gegen das Alter zeigen. Die Steigung der Geraden in Abbildung 4 ist weder bei Modell (2) noch bei Modell (5) statistisch signifikant von null verschieden. Dabei wurde mit den Regressionsparametern und den robusten Standardfehlern nach WHITE (1980) ein t-Test durchgeführt. Die robusten Standardfehler beugen einer möglichen Verzerrung durch Varianzheterogenität vor.

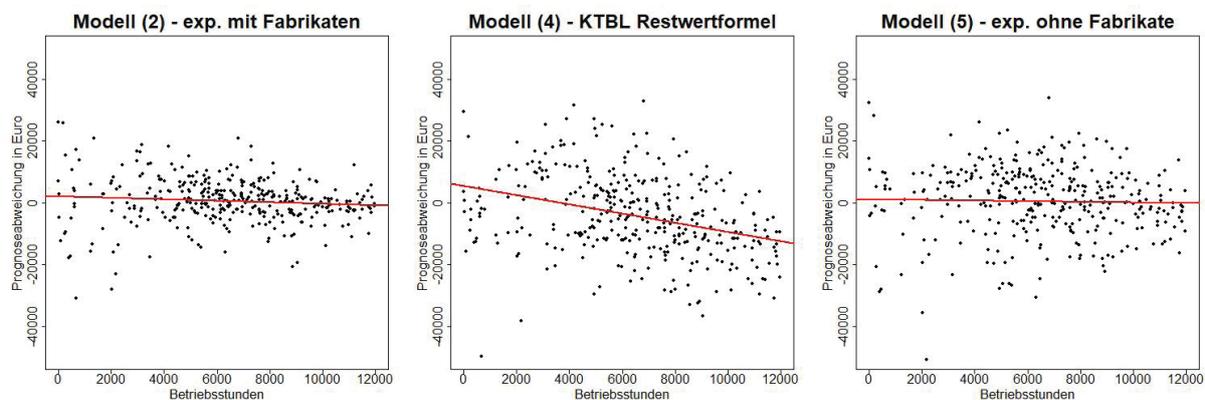


Abbildung 4: Prognoseabweichung der Auktionsergebnisse durch die Modelle gegen die Betriebsstunden

Allerdings erweisen sich in einem multiplen linearen Regressionsmodell bei gemeinsamer Anpassung von Alter, Betriebsstunden und Auktionsjahr gegen die Abweichungen aus Abbildung 3 die Parameter für das Alter und die Betriebsstunden als statistisch signifikant von null verschieden (t-Test mit robusten Standardfehlern). Die Parameter für Alter und Betriebsstunden haben dabei gegensätzliche Vorzeichen, sodass sich die Effekte auf die Abweichung bei 765 h/a ausgleichen. Im Betrag erklären sie nur Abweichungen im dreistelligen Eurobereich. Der längere Auktionszeitraum führt zu keinen Verzerrungen.

Mit diesen Darstellungen lassen sich die aufgestellten Hypothesen folgendermaßen adressieren: Der ersten Hypothese ist zuzustimmen. Ein linearer Zusammenhang ist für die Beschreibung individueller betriebswirtschaftlicher Abschreibungen bzw. die Preisvorhersage im Gebrauchstraktorenmarkt nicht angemessen. Das lineare Modell (1) liefert eine schlechtere Anpassung an die Inseratsdaten als die nicht linearen Transformationen (2,3) Ebenso spricht die im Vergleich zur Restwertformel des KTBL verbesserte Schätzung der Auktionsdaten durch die exponentiellen Modelle dafür, dass ein linearer Zusammenhang die Entwertung nicht richtig abbildet (Abbildung 3). In Abbildung 4 wird dies ebenfalls deutlich. Die Schwäche des linearen Zusammenhanges ist u. a. die konstante negative Steigung. Bei einem solchen Ansatz wären theoretisch sogar negative Restwerte denkbar, die mit (praxisüblicher) fortgesetzter Nutzung weiter sinken würden.

Der zweiten Hypothese ist ebenfalls zuzustimmen. Die Fabrikate unterscheiden sich in der Entwertung. Modelle mit fabrikatsspezifischer Entwertung weisen in der Modellselektion durchweg geringere Werte für das AIC auf. Das zeigt, dass die Aufnahme von Fabrikatseigenschaften ins Modell die Schätzung der Inseratspreise verbessert. Außerdem wurden zum Teil statistisch signifikante Unterschiede zwischen den Entwertungsparametern gegen die Betriebsstunden h und das Alter a innerhalb derselben Leistungsklasse nachgewiesen. Abschließend zeigt die Schätzung der Auktionsdaten, dass die Berücksichtigung der Fabrikate die Vorhersage verbessert. Insbesondere wird die Streuung reduziert (Abbildung 3).

Zur dritten Hypothese: Nach der Anpassung eines Korrekturfaktors lieferten die Modelle auf Basis der Inserate bezogen auf den Abweichungsbetrag und die Streuung gute Schätzungen der Auktionsergebnisse. Diese Schätzungen unterliegen fast keiner Verzerrung gegen die Parameter der Entwertung (Abbildung 4). Daraus folgt auch, dass es einen engen Zusammenhang zwischen der Höhe von Inseratspreisen und tatsächlichen Verkaufspreisen, in Form von Auktionsergebnissen gibt.

Diskussion und Schlussfolgerungen

In diesem Abschnitt sollen zunächst einzelne Implikationen aus den dargestellten Ergebnissen aufgezeigt werden. Dabei wird auch der Vergleich zur Restwertformel des KTBL gesucht. Daran schließt sich eine Darstellung der Unterschiede zu vorangegangenen Arbeiten zur Restwertentwicklung und eine methodische Diskussion dieses Beitrages an.

Implikationen aus den Ergebnissen

Die Ergebnisse haben verschiedene Auswirkungen sowohl für die betriebswirtschaftliche Kostenrechnung als auch für die Schätzung von Marktwerten von gebrauchten Traktoren. Sie werden zunächst an einem Beispiel der Kostenrechnung verdeutlicht. Dabei verfolgen wir zunächst nicht die von SCHROERS et al. (2020) vorgeschlagene Trennung in eine variable und fixe Komponente, was mit dem vorgeschlagenen Modell aber möglich ist. Betrachtet wird ein John Deere in der Größenklasse

176 kW (die Ergebnisse sind grundsätzlich unabhängig von dem hier gewählten Traktormodell, die Unterschiede sind in den kleineren Leistungsklassen erheblich größer). Es wird ein Neupreis von 120.000 € und eine Nutzungsdauer von 12 Jahren unterstellt. Es werden zwei Fälle betrachtet: in Fall 1 wird eine Nutzung von 800 h/a und in Fall 2 von 400 h/a angenommen. Tabelle 4 zeigt die berechneten Durchschnittskosten durch die Entwertung je geleisteter Betriebsstunde für das exponentielle Modell (2), der Restwertformel des KTBL (4) und bei linearer Abschreibung mit einem Restwert von 20 %. Es wurde jeweils der rechnerische Restwert am Ende der Nutzungsdauer bestimmt und der resultierende Wertverlust durch die Summe der unterstellten Gesamtbetriebsstunden geteilt (9.600 h bzw. 4.800 h). Die rechnerischen Restwerte nach SCHROERS et al. (2020) (Modell 4) als auch nach dem von uns vorgeschlagenen Modell (2) nähern sich bei einer Nutzung nahe an der Auslastungsschwelle dem Wert von 20 % an (Abbildung 1). Daher ergeben sich in Fall 1 für alle drei Verfahren kalkulierte Restwerte und Kosten in ähnlicher Höhe. Erhebliche Unterschiede ergeben sich jedoch für den in der Praxis auch auftretenden Fall 2. Die kalkulierten Kosten bei der Restwertformel des KTBL, aber insbesondere bei Modell (2) liegen deutlich unter denen bei linearer Abschreibung nach Jahren. Bei beiden alternativen Modellen (2 und 4) fällt der Restwert durch die geringere Nutzung von 400 h/a höher aus. Die Auswertung der Onlineinsetrate bestätigt dies; Traktoren mit geringem jährlichen Nutzungsumfang erzielen höhere Restwerte. Der Effekt der Fixkostendegression sinkt im Vergleich zur linearen Abschreibung, da bei Berücksichtigung der geleisteten Betriebsstunden nur die Entwertung nach dem Alter zu Fixkosten führt. Bei der linearen Abschreibung auf einen fixen Restwert von 20 % können die Kosten je Stunde durch die Verdopplung der Auslastung von 20 €/h auf 10 €/h halbiert werden. Modell (2) beschreibt den Rest- oder Marktwert von Traktoren besser (d.h. in diesem Fall, dass höhere Werte ermittelt werden) als lineare Ansätze. In diesem Beispiel überschätzt das Verfahren der linearen Abschreibung die Fixkostendegression. Daher muss davon ausgegangen werden, dass auch in der landwirtschaftlichen Praxis der ökonomische Vorteil einer größeren Auslastung geringer ist, als von üblichen Kalkulationen mit linearer Abschreibung unterstellt wird, weil weniger stark genutzte Gebrauchsmaschinen zu höheren Preisen veräußert werden können. Das heißt auch, dass Betriebe, die Maschinen nicht „auslasten“, ökonomisch erfolgreicher sein können als angenommen. Grundsätzlich ergibt sich dieser Effekt aus der Entwertung gegen die Betriebsstunden, wie er auch bei SCHROERS et al. (2020) dargestellt wird. Der dortigen Vermutung, dass die Entwertung bei einer Nutzung an der Auslastungsschwelle je zur Hälfte auf Nutzungsdauer und Nutzungsumfang (in Betriebsstunden) entfällt, ist zumindest für Traktoren aufgrund unserer Analysen nicht zuzustimmen. Unsere Ergebnisse legen nahe, dass der Wertverlust durch die tatsächlich geleisteten Betriebsstunden in den meisten Fällen den größeren Anteil hat.

Tabelle 4: Entwertungskosten und Restwert am Beispiel eines John Deere Traktors der Leistungsklasse 176kW, Neukauf und Nutzung für 12 Jahre

	exponentielles Modell mit Fabrikaten (2)		KTBL Restwertformel (4)		Lineare Abschreibung, Restwert 20 %	
	Entwertungs- kosten pro h	relativer Restwert	Entwertungs- kosten pro h	relativer Restwert	Entwertungs- kosten pro h	relativer Restwert
Fall 1: 800h/a	9,28€/h	25,8 %	9,87€/h	21,1 %	10,00€/h	20,0 %
Fall 2: 400h/a	14,32€/h	42,7 %	16,49€/h	34,0 %	20,00€/h	20,0 %

Ein weiteres in der landwirtschaftlichen Praxis auftretendes Phänomen kann mit Modell (2) und seinem degressiven Verlauf besser als mit linearen Modellen erklärt werden: Der Kauf von gebrauchten Traktoren. Betrachtet wird der „John Deere“ aus Fall 2. Die Nutzungsdauer wird in zwei gleichgroße Abschnitte geteilt. Durch den konvexen Verlauf der Restwertentwicklung (Abbildung 1) ergeben sich unterschiedliche Werte für die durchschnittlichen Entwertungskosten je Stunde. Sie betragen in den ersten sechs Jahren 17,28 €/h in den folgenden sechs Jahren aber nur 11,36 €/h. Diese Werte lassen einen Gebrauchtkauf ökonomisch vorteilhaft erscheinen. Mit gleichmäßigen linearen Wertverlusten ist dies nur schwer zu erklären. Zur Vorzüglichkeit von Gebrauchtkäufen ist einschränkend anzuführen, dass Reparaturkosten für Traktoren mit zunehmenden Alter und Betriebsstunden ansteigen (MORRIS 1988 und CALCANTE et al. 2013). Bei den abweichenden Nutzungsdauern zeigt sich auch eine größere Differenz zur Restwertformel des KTBL. Während Modell (2) dem John Deere nach den ersten sechs Jahren einen prozentualen Restwert von 65,4 % zuspricht, schätzt die Restwertformel ihn auf 54 % (nicht in Tabelle 4 dargestellt). Dies ist in diesem Beispiel eine Differenz von über 13.500 € oder 5,7 €/h, was einen Anstieg des Wertverlustes je Stunde um ein Drittel bedeutet. Anhand der Beispielrechnung wird deutlich, wann und zu welchem Zweck auf die exakten Restwertschätzungen, wie sie mit dem in diesem Beitrag gezeigten Funktionen möglich sind, zurückgegriffen werden sollte. In den Leistungsklassen ab 138 kW und bei einer Nutzungsdauer in dem vom KTBL erwarteten Bereich und einer Nutzung an der Auslastungsschwelle ergeben sich auf der Ebene der Durchschnittskosten keine großen Unterschiede zur KTBL-Restwertformel. Allerdings ergeben sich bei kleineren Leistungsklassen, bei einer verkürzten Nutzungsdauer oder einer geringeren Auslastung erhebliche Verzerrungen. Wir plädieren deshalb dafür, zumindest in diesen Fällen in der betrieblichen Kostenkalkulation einen individuellen nach der beabsichtigten Nutzungsdauer, Nutzungsintensität und Fabrikat differenzierten Restwert zu verwenden. Das Ansetzen von pauschalen Restwerten von 20 % oder gar von null sollten in betriebswirtschaftlichen Kalkulationen, abseits des Steuerrechts, unterlassen werden. Für diese Schätzung, aber auch bei der Einschätzung von Marktwerten kann unser Schätzmodell (Berechnungsbeispiel im Anhang) genutzt werden.

Wir plädieren allerdings nicht dafür, für jedes Jahr der Nutzung unterschiedliche Entwertungskosten anzusetzen. Es können weiterhin Durchschnittskosten verwendet werden. Abseits der betrieblichen Kalkulation, etwa in Modellrechnungen, bietet die KTBL-Restwertformel Vorteile. Sie liefert eine bessere Beschreibung der Entwertungskosten als die lineare Abschreibung (Tabelle 4) und berücksichtigt, wie unser Beitrag zeigt, zurecht eine Entwertung gegen die Betriebsstunden bzw. den Nutzungsumfang. Außerdem zeigt dieser Beitrag, dass durchaus enge Zusammenhänge zwischen realen Preisen und der Restwertformel existieren (Tabelle 3). Das KTBL könnte allerdings auf Grund unserer Ergebnisse erwägen, die Entwertung in den kleineren Leistungsklassen (67, 83 und vermutlich auch 45 und 57 kW) anzupassen, um höhere (realistischere) Restwerte abzubilden. Für die Einschätzung von aktuellen Marktwerten sind die linearen Verfahren weniger gut geeignet und es sollte eine differenzierte Schätzung vorgenommen werden.

Einordnung der Ergebnisse

Obwohl sich dieser Beitrag von vorangegangenen Veröffentlichungen durch die Datengrundlage Onlineinserate und den Fokus auf den deutschen Markt abhebt, gibt es in den Ergebnissen bezogen auf Entwertungsunterschiede von Fabrikaten und Leistungsklassen Schnittmengen. Dass Fabrikate einen Einfluss auf den Restwert von Traktoren haben, wurde in den meisten der vorangegan-

nen Veröffentlichungen zu diesem Thema festgehalten. Jedoch unterscheidet sich die Wertstabilität der Fabrikate bei der Entwertung zwischen den Beiträgen. In der vorliegenden Untersuchung sind John-Deere-Traktoren in den meisten Leistungsklassen gemessen am relativen Restwert wertstabiler als „Case“-Traktoren (Abbildung 1). Auch UNTERSCHULTZ und MUMEY (1996) zeigen für den nord-amerikanischen Markt in den Jahren 1972 bis 1992, dass „Case“-Traktoren stärker gegen das Alter entwerten als „John Deere“-Traktoren. Im Zeitraum von 1996 bis 2016 scheint die durchschnittliche Entwertung von diesen beiden Fabrikaten in den USA etwa gleich zu sein (DANINGER und GUNDERSON 2017). Allerdings zeigen sich in den Analysen von FENOLLOSA RIBERA und GUADALAJARA OLMEDA (2007) in Spanien und WILSON (2010) in Großbritannien „Case“-Traktoren wertstabiler als die von „John Deere“. Das ist bemerkenswert, weil in der vorangegangenen Analyse von WILSON und TOLLEY (2004) der Zusammenhang umgekehrt war. Fendt-Traktoren zeigen sich in unserem Beitrag in den meisten Leistungsklassen als relativ wertstabil. Diese Tendenz findet sich auch bei WILSON und TOLLEY (2004) und WILSON (2010), jedoch nicht bei FENOLLOSA RIBERA und GUADALAJARA OLMEDA (2007). Dies zeigt, dass sich die Zusammensetzung der führenden Fabrikate über die Zeit verändert und sich zwischen den Märkten unterscheidet. Damit wird der Bedarf nach aktuellen marktspezifischen Schätzungen, wie sie in diesem Beitrag vorgenommen wurden, unterstrichen. Das gilt insbesondere im Kontext inhaltlicher Unterschiede zu den relativ jungen Analysen aus Spanien und Großbritannien.

Die Beobachtung, dass schwächer motorisierte Traktoren langsamer an Wert verlieren, haben auch PERRY et al. (1990) und FENOLLOSA RIBERA und GUADALAJARA OLMEDA (2007) gemacht. Das kubische Modell von WILSON (2010) legt nahe, dass es sich dabei nicht um einen monoton fallenden Zusammenhang handelt, sondern, dass die Traktoren ab etwa 260kW wieder an Wertstabilität gewinnen. DANINGER und GUNDERSON (2017) differenzieren diese Entwicklung nach Alter und Betriebsstunden und stellen fest, dass der Wertverlust gegen Stunden mit steigender Motorisierung stetig zunimmt, während er gegen das Alter ab etwa 260 kW wieder abnimmt. PERRY et al. (1990) vermuten, dass größere Traktoren eher auf Betrieben eingesetzt werden, bei denen die Kosten für Ausfallzeiten höher sind. Dadurch spielt die Zuverlässigkeit eine größere Rolle. Diese nimmt mit der Nutzungsdauer ab und rechtfertigt den Bewertungsabschlag. Kleinere Traktoren werden aus ihrer Sicht hingegen eher bei unkritischeren Arbeiten eingesetzt, sodass dieser Aspekt weniger ins Gewicht fällt. Dieser Beitrag kann diese Befunde für den deutschen Markt im Jahr 2020 bestätigen.

Der in dieser Studie ermittelte Abschlag von 30,1 % zwischen Inseraten bzw. Verkaufsangeboten und Auktionsergebnissen unterscheidet sich von den 10 %, die WILSON und TOLLEY (2004) unterstellen. Allerdings betrachten diese nur gewerbliche Händler, die zum Teil zu Gewährleistung verpflichtet sind, was einen geringeren Abschlag begründen kann.

Diskussion

Eine alternative Maßzahl in der Modellselektion zwischen den Transformationen wäre der „mean absolute percentage error“ (MAPE) gewesen. Diese Maßzahl wurde in verschiedenen der hier zitierten Arbeiten genutzt (WILSON 2010, DANINGER und GUNDERSON 2017). Der MAPE für die Anpassung von Modell (2) an die Inserate liegt bei 10,9 % und für Modell (3) bei 11,4 %. Die Wahl wäre also auch nach dieser Maßzahl auf die Transformation mit dem natürlichen Logarithmus gefallen. Auch bei DANINGER und GUNDERSON (2017) zeigt diese Transformation in einem Modell mit Interaktionstermen für die Leistungsklassen einen leicht geringeren Wert für den MAPE als die „double square root Transformation“. Theoretisch wären die MAPE-Werte über die Beiträge vergleichbar (WILSON

(2010) nimmt solche Vergleiche vor). Allerdings schwanken die MAPE-Werte danach, wie stark die Stichprobe im Maximalalter begrenzt wird (DANINGER und GUNDERSON 2017). Die Abgrenzung nach Alter ist in keiner der Arbeiten identisch. Weiterhin ist zu vermuten, dass unsere im Vergleich sehr guten MAPE-Werte zum Teil daher rühren, dass wir die Fabrikate nicht so stark aggregiert haben (DANINGER und GUNDERSON (2017) aggregieren alle AGCO-Marken) bzw. keine Kategorie „other“ für nicht explizit betrachtete Fabrikate gebildet haben, wie WILSON (2010). Wir sehen also von weiteren Vergleichen ab. Während die MAPE-Werte besser interpretierbar sind, bietet der hier verwendete Ansatz mit der Abweichungsquadratsumme den Vorteil, dass er Transformationen bevorzugt, deren Anpassung weniger Ausreißer erzeugt. Ob ein exponentielles Modell tatsächlich die beste Modellform bzw. Transformation ist, kann der Beitrag nicht zeigen. Eine Box-Cox-Transformation könnte, wie im Methodenteil angesprochen, bessere Anpassungen liefern. Sie wäre jedoch schwerer zu interpretieren und würde einen Transfer der Erkenntnisse in die landwirtschaftliche Praxis und Beratung erschweren. Der Beitrag zeigt, dass exponentielle Funktionen gute und unverzerrte Schätzungen der Marktwerte ermöglichen.

Da die Inserate an einem Tag ausgelesen wurden, bilden sie eine Momentaufnahme des deutschen Traktormarktes ab. Zwar zeigen sich innerhalb der beiden zur Validierung genutzten Auktionsjahrgänge keine Verzerrungen im Zeitverlauf, dies bedeutet aber nicht, dass die dargestellten Schätzparameter zeitlos sind. Doch die gute Anpassung an die Auktionsergebnisse deutet darauf hin, dass die Funktionen zum jetzigen Zeitpunkt den Markt gut abbilden. Die Schätzungen müssten regelmäßig aktualisiert werden. Die in diesem Beitrag vorgestellte Methode, auf Onlineinserate zurückzugreifen, erleichtert eine solche Aktualisierung. Auch die oben zitierten zeitreihenbasierten Schätzmodelle sind nicht weniger anfällig für künftige Marktänderungen und müssten aktualisiert werden.

Dieser Beitrag hat auf die Verwendung des Listenpreises als Referenz verzichtet, weil der Listenpreis nicht dem tatsächlichen am Markt erzielbaren Neupreis entspricht. So berichten WILSON und TOLLEY (2004) von Rabattspannen bis zu 40 % auf den Listenpreis. Diese Rabatte können zwischen den Herstellern variieren und so für eine weitere Verzerrung sorgen. Deshalb schätzt das verwendete Modell mit dem Parameter v auch implizit einen Neupreis. Dieser Ansatz, keinen Listenpreis zu verwenden, erschwert es zugleich einen Abschlag zu schätzen, der mit dem Beginn der Nutzung verknüpft sein könnte, wie ihn das KTBL unterstellt.

Die verwendeten Inserate konnten nicht nach der Gewährleistung differenziert werden. Traktoren mit Gewährleistung könnten einen höheren Preis erzielen, da damit die Erwartungswerte der Reparaturkosten in der Gewährleistungsfrist und die Sorge der Käufer vor zum Kaufzeitpunkt verdeckter Mängel reduziert würde. Die Wahrscheinlichkeit adverser Selektion sinkt. WILSON und TOLLEY (2004) adressieren dieses Problem, indem sie nur Inserate von gewerblichen Händlern betrachten. Diese Trennung kann aber zumindest für den deutschen Markt nicht mit einer Trennung entlang der Gewährleistung gleichgesetzt werden. Denn zwischen gewerblichen Marktteilnehmern (etwa Landwirten, Lohnunternehmern und Händlern) kann die Sachmängelhaftung ausgeschlossen werden. Ein solcher Ausschluss ist auch im entsprechenden Mustervertrag von „traktorpool.de“ vorgesehen (TRAKTORPOOL.DE 2016). Es ist allerdings nicht davon auszugehen, dass die Ergebnisse zu den Fabrikatsunterschieden und der Nichtlinearität grundsätzlich anders wären, wenn Gewährleistungsmerkmale berücksichtigt werden könnten. Betroffen wäre vermutlich vor allem der Korrekturfaktor. Dies gilt, zumal die Ergebnisse von DANINGER und GUNDERSON (2017) zeigen, dass das Vorhandensein einer Garantie allenfalls einen sehr geringen positiven Einfluss auf den Preis hat.

Dieser Beitrag hat sich darauf beschränkt, die Unterschiede der Wertverluste zwischen den Fabrikaten und Leistungsklassen aufzuzeigen und in ihrer Höhe zu quantifizieren. Daraus ergibt sich eine Folgefrage für die Forschung, die aber auch für die Hersteller von großer Bedeutung ist: Warum existieren diese Unterschiede und wie können sie ggf. beeinflusst werden? Eine mögliche Antwort wären unterschiedliche Verläufe der Reparaturkosten zwischen den Fabrikaten. Dann könnten die hier gezeigten Fabrikateinflüsse ein Indiz dafür sein, dass die erwarteten Reparaturkosten auf dem Gebrauchtmarkt eingepreist werden. Gegen diese These spricht, dass Landwirte in Deutschland bei Traktoren von „Fendt“ die Reparatur und Wartungskosten deutlich schlechter bewerten als bei „Claas“ Traktoren (GRANOSZEWSKI und SPILLER 2012), sich aber „Fendt“ Traktoren in den meisten Leistungsklassen in diesem Beitrag wertstabiler als die von „Claas“ zeigen. Eine alternative Erklärung ist, dass der Marktwert und damit die Restwertentwicklung vom Markenimage positiv beeinflusst wird. Hier schneiden „John Deere“ und „Fendt“ zumindest bei Traktoren besser ab als „Claas“ (GRANOSZEWSKI und SPILLER 2012). WALLEY et al. (2007) kommen in einer Studie mit englischen Landwirten zu dem Schluss, dass das Fabrikat einen größeren Einfluss auf Kaufentscheidungen von Traktoren hat als der Preis. Auch wenn das Image des Fabrikates auch aus unserer Sicht einen erheblichen Einfluss auf den Marktwert hat, wäre es eine wichtige Forschungsfrage, diesen Einfluss und den der Reparaturkosten zu quantifizieren.

Anhang

Berechnungsbeispiel:

John-Deere-Traktor, Größenklasse 176kW, Alter 5 Jahre, 4.000 Betriebsstunden

$$\text{Geschätzter Restwert} = e^{v_{176,JD}} * e^{h_{176,JD} * 4000} * e^{a_{176,JD} * 5} * 0,699$$

$$65.650\text{€} \approx e^{12,0152} * e^{-0,000105 * 4000} * e^{-0,029 * 5} * 0,699$$

(Entspricht einem relativen Restwert von 56,8 gegenüber 52 % in der KTBL-Formel, was im vorliegenden Fall einer Differenz von etwa 5.000 € entspricht.)

Verfügt man über einen tatsächlichen Kaufpreis ersetzt dieser den ersten Multiplikator und den prozentualen Abschlag für das Inserat (Korrekturfaktor).

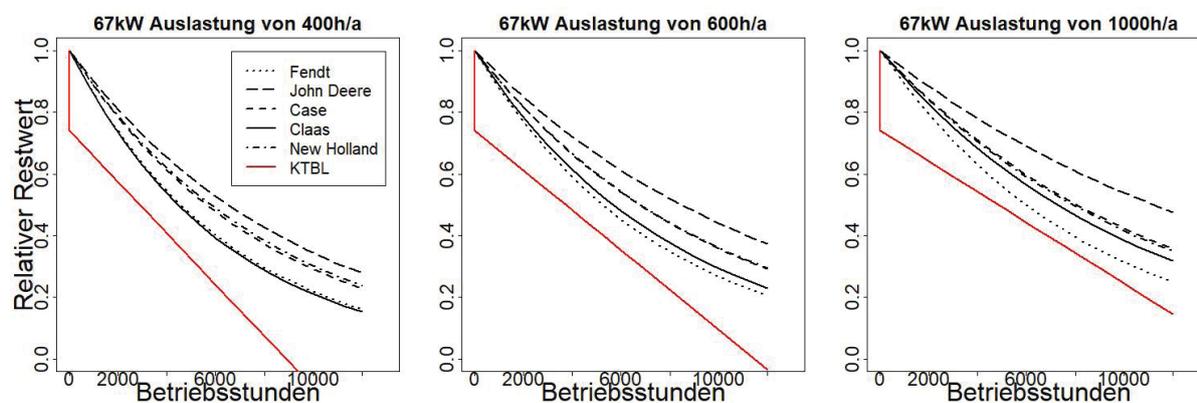


Abbildung A-1: Relativer Restwert in der Leistungsklasse 67 kW bei verschiedenen Auslastungen

Tabelle A-1: Regressionsparameter, robuste Standardfehler und einseitige p-Werte ($\alpha=0,05$) für Modell (2)

Parameter	Schätzwert	Robuster Std. Fehler	p-Wert (einseitig)	Parameter	Schätzwert	Robuster Std. Fehler	p-Wert (einseitig)
$v_{67,Case}$	10,8107	0,084962	1,1E-16	$h_{138,JD}$	-0,000069	1,08E-05	9,35E-11
$v_{67,Claas}$	10,9322	0,050695	1,1E-16	$h_{138,NH}$	-0,000069	1,23E-05	1,09E-08
$v_{67,Fendt}$	11,3472	0,03684	1,1E-16	$a_{138,Case}$	-0,0592	0,012308	7,85E-07
$v_{67,JD}$	10,9693	0,040809	1,1E-16	$a_{138,Claas}$	-0,0419	0,007528	1,43E-08
$v_{67,NH}$	10,7565	0,089213	1,1E-16	$a_{138,Fendt}$	-0,0407	0,005473	6,71E-14
$h_{67,Case}$	-0,000061	1,84E-05	0,000464	$a_{138,JD}$	-0,0381	0,008963	1,12E-05
$h_{67,Claas}$	-0,000055	1,29E-05	9,62E-06	$a_{138,NH}$	-0,0511	0,008009	1,06E-10
$h_{67,Fendt}$	-0,000091	2,71E-05	0,000382	$v_{157,Case}$	11,7939	0,041851	1,1E-16
$h_{67,JD}$	-0,000032	8,78E-06	0,000127	$v_{157,Claas}$	11,8126	0,024412	1,1E-16
$h_{67,NH}$	-0,000066	2,06E-05	0,000659	$v_{157,Fendt}$	11,9697	0,032951	1,1E-16
$a_{67,Case}$	-0,0250	0,007923	0,00082	$v_{157,JD}$	11,9374	0,025654	1,1E-16
$a_{67,Claas}$	-0,0402	0,007142	1,02E-08	$v_{157,NH}$	11,7532	0,059893	1,1E-16
$a_{67,Fendt}$	-0,0242	0,011425	0,01703	$h_{157,Case}$	-0,000060	1,24E-05	8,07E-07
$a_{67,JD}$	-0,0298	0,004706	1,45E-10	$h_{157,Claas}$	-0,000079	1,07E-05	8,42E-14
$a_{67,NH}$	-0,0214	0,008625	0,006625	$h_{157,Fendt}$	-0,000072	1,05E-05	3,81E-12
$v_{83,Case}$	11,0484	0,110642	1,1E-16	$h_{157,JD}$	-0,000099	8,15E-06	3,76E-33
$v_{83,Claas}$	11,1272	0,059207	1,1E-16	$h_{157,NH}$	-0,000054	1,25E-05	7,71E-06
$v_{83,Fendt}$	11,4141	0,024028	1,1E-16	$a_{157,Case}$	-0,0678	0,013582	3,16E-07
$v_{83,JD}$	11,3206	0,029361	1,1E-16	$a_{157,Claas}$	-0,0740	0,007539	1,2E-22
$v_{83,NH}$	11,0061	0,065154	1,1E-16	$a_{157,Fendt}$	-0,0289	0,009147	0,00081
$h_{83,Case}$	-0,000080	1,79E-05	3,76E-06	$a_{157,JD}$	-0,0275	0,007025	4,55E-05
$h_{83,Claas}$	-0,000029	1,35E-05	0,017209	$a_{157,NH}$	-0,0756	0,010884	2,45E-12
$h_{83,Fendt}$	-0,000087	1,14E-05	1,2E-14	$v_{176,Case}$	11,8483	0,030456	1,1E-16
$h_{83,JD}$	-0,000056	6,68E-06	7,1E-17	$v_{176,Claas}$	11,9880	0,042402	1,1E-16
$h_{83,NH}$	-0,000075	1,19E-05	1,33E-10	$v_{176,Fendt}$	12,0523	0,01399	1,1E-16
$a_{83,Case}$	-0,0117	0,010802	0,139239	$v_{176,JD}$	12,0152	0,042791	1,1E-16
$a_{83,Claas}$	-0,0580	0,009607	8,73E-10	$v_{176,NH}$	11,8617	0,054257	1,1E-16
$a_{83,Fendt}$	-0,0097	0,005322	0,034237	$h_{176,Case}$	-0,000078	8,24E-06	3,55E-21
$a_{83,JD}$	-0,0286	0,003594	1,38E-15	$h_{176,Claas}$	-0,000096	1,36E-05	1,05E-12
$a_{83,NH}$	-0,0202	0,007363	0,003018	$h_{176,Fendt}$	-0,000069	6,31E-06	7,04E-28
$v_{102,Case}$	11,4573	0,035344	1,1E-16	$h_{176,JD}$	-0,000105	8,55E-06	2,9E-34
$v_{102,Claas}$	11,3691	0,025841	1,1E-16	$h_{176,NH}$	-0,000088	8,46E-06	6,86E-25
$v_{102,Fendt}$	11,5986	0,030435	1,1E-16	$a_{176,Case}$	-0,0583	0,005165	4,01E-29
$v_{102,JD}$	11,5902	0,0257	1,1E-16	$a_{176,Claas}$	-0,076	0,012584	9,01E-10
$v_{102,NH}$	11,3495	0,025937	1,1E-16	$a_{176,Fendt}$	-0,0314	0,004552	3,31E-12
$h_{102,Case}$	-0,000081	1,27E-05	1,47E-10	$a_{176,JD}$	-0,029	0,009706	0,001437
$h_{102,Claas}$	-0,000061	1,15E-05	6,94E-08	$a_{176,NH}$	-0,0593	0,009124	4,84E-11
$h_{102,Fendt}$	-0,000042	1,31E-05	0,000695	$v_{200,Case}$	11,9187	0,060616	1,1E-16
$h_{102,JD}$	-0,000072	7,29E-06	8,45E-23	$v_{200,Claas}$	12,0910	0,033793	1,1E-16
$h_{102,NH}$	-0,000081	1,32E-05	5,98E-10	$v_{200,Fendt}$	12,1702	0,020477	1,1E-16
$a_{102,Case}$	-0,0341	0,006157	1,63E-08	$v_{200,JD}$	12,0084	0,038797	1,1E-16
$a_{102,Claas}$	-0,0501	0,006835	1,6E-13	$v_{200,NH}$	11,9106	0,057126	1,1E-16
$a_{102,Fendt}$	-0,0367	0,007894	1,72E-06	$h_{200,Case}$	-0,000145	2,12E-05	4,05E-12
$a_{102,JD}$	-0,0328	0,004151	1,97E-15	$h_{200,Claas}$	-0,000088	1,68E-05	8,84E-08
$a_{102,NH}$	-0,0303	0,008322	0,000141	$h_{200,Fendt}$	-0,000087	4,71E-06	2,47E-72
$v_{120,Case}$	11,442	0,072647	1,1E-16	$h_{200,JD}$	-0,000075	9,9E-06	1,8E-14
$v_{120,Claas}$	11,5025	0,028862	1,1E-16	$h_{200,NH}$	-0,000075	1,59E-05	1,44E-06
$v_{120,Fendt}$	11,8711	0,019091	1,1E-16	$a_{200,Case}$	-0,0078	0,019141	0,341114
$v_{120,JD}$	11,7029	0,025617	1,1E-16	$a_{200,Claas}$	-0,0893	0,012302	2,51E-13
$v_{120,NH}$	11,4040	0,036275	1,1E-16	$a_{200,Fendt}$	-0,0269	0,005484	5,07E-07
$h_{120,Case}$	-0,000087	9,31E-06	6,85E-21	$a_{200,JD}$	-0,0461	0,005824	1,89E-15
$h_{120,Claas}$	-0,000078	8,5E-06	2,9E-20	$a_{200,NH}$	-0,0726	0,013789	7,58E-08
$h_{120,Fendt}$	-0,000037	8,01E-06	2,74E-06	$v_{233,Case}$	12,0685	0,100539	1,1E-16
$h_{120,JD}$	-0,000078	1,03E-05	2,75E-14	$v_{233,Claas}$	11,9076	0,053199	1,1E-16
$h_{120,NH}$	-0,000072	1,67E-05	9,66E-06	$v_{233,Fendt}$	12,2975	0,030756	1,1E-16
$a_{120,Case}$	-0,0275	0,005807	1,11E-06	$v_{233,JD}$	12,0871	0,032001	1,1E-16
$a_{120,Claas}$	-0,0452	0,005674	1,16E-15	$v_{233,NH}$	12,1221	0,038361	1,1E-16
$a_{120,Fendt}$	-0,0562	0,00533	8,36E-26	$h_{233,Case}$	-0,000120	2,75E-05	6,36E-06
$a_{120,JD}$	-0,0294	0,007128	1,9E-05	$h_{233,Claas}$	-0,000104	1,34E-05	5,96E-15
$a_{120,NH}$	-0,0320	0,010049	0,000737	$h_{233,Fendt}$	-0,000095	7,64E-06	7,04E-35
$v_{138,Case}$	11,6780	0,05047	1,1E-16	$h_{233,JD}$	-0,000074	1,12E-05	1,65E-11
$v_{138,Claas}$	11,6553	0,02721	1,1E-16	$h_{233,NH}$	-0,000080	3,62E-05	0,013657
$v_{138,Fendt}$	12,0264	0,030189	1,1E-16	$a_{233,Case}$	-0,0357	0,022239	0,054207
$v_{138,JD}$	11,7738	0,033619	1,1E-16	$a_{233,Claas}$	-0,0155	0,010175	0,064511
$v_{138,NH}$	11,6516	0,048521	1,1E-16	$a_{233,Fendt}$	-0,0282	0,007438	7,69E-05
$h_{138,Case}$	-0,000062	2,1E-05	0,001563	$a_{233,JD}$	-0,0372	0,0069	3,92E-08
$h_{138,Claas}$	-0,000101	1,18E-05	1,03E-17	$a_{233,NH}$	-0,0785	0,02182	0,000163
$h_{138,Fendt}$	-0,000072	7,73E-06	8,51E-21				

Literatur

- Benjamini, Y.; Hochberg, Y. (1995): Controlling the False Discovery Rate: A Practical and Powerful Approach to Multiple Testing. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 57(1), pp. 289–300, <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1995.tb02031.x>
- Burnham, K.P.; Anderson, D.R. (2004): Multimodel Inference. *Sociological Methods & Research* 33(2), pp. 261–304, <https://doi.org/10.1177/0049124104268644>
- Calcante, A.; Fontanini, L.; Mazzetto, F. (2013): Repair and Maintenance Costs of 4WD Tractors in Northern Italy. *Transactions of the ASABE* 56(2), pp. 355–362, <https://doi.org/10.13031/2013.42660>
- Cross, T.L.; Perry, G.M. (1996): Remaining Value Functions for Farm Equipment. *Applied Engineering in Agriculture* 12(5), pp. 547–553, <https://doi.org/10.13031/2013.25682>
- Daninger, N.; Gunderson, M.A. (2017): The Pricing and Depreciation Patterns of Used Tractors. In: 2017 Annual Meeting, July 30–August 1, Chicago, Illinois, Agricultural and Applied Economics Association.
- Fenollosa Ribera, M.L.; Guadalajara Olmeda, N. (2007): An empirical depreciation model for agricultural tractors in Spain. *Spanish Journal of Agricultural Research* 5(2), pp. 130–141, <https://doi.org/10.5424/sjar/2007052-233>
- Granoszewski, K.; Spiller, A. (2012): Images von Traktorenmarken – eine Analyse der Nutzendimensionen. *Jahrbuch der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie* 21(1), S. 63–72
- Hoop, D.; Schwarz, A.; Lips, M. (2014): Vollkostenkalkulationen für Lohnarbeiten. *Agrarforschung Schweiz* 9(5), S. 352–357
- KTBL (Hg.) (2004): Betriebsplanung Landwirtschaft 2004/2005. Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft, Darmstadt, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, 19. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2006): Betriebsplanung Landwirtschaft 2006/2007. Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft, Darmstadt, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, 20. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2008): Betriebsplanung Landwirtschaft 2008/2009. Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft, Darmstadt, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, 21. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2010): Betriebsplanung Landwirtschaft 2010/2011. Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft, Darmstadt, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, 22. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2012): Betriebsplanung Landwirtschaft 2012/13. Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft, Darmstadt, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, 23. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2014): Betriebsplanung Landwirtschaft 2014/15. Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft, Darmstadt, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, 24. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2016): Betriebsplanung Landwirtschaft 2016/17. Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft, Darmstadt, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, 25. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2018): Betriebsplanung Landwirtschaft 2020/21. Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft, Darmstadt, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, 26. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2020): Betriebsplanung Landwirtschaft 2020/21. Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft, Darmstadt, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, 27. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2000): Taschenbuch Landwirtschaft. Daten für betriebliche Kalkulationen in der Landwirtschaft, Münster, Landwirtschaftsverl., 20. Aufl.
- KTBL (Hg.) (2002): Taschenbuch Landwirtschaft. Daten für betriebliche Kalkulationen in der Landwirtschaft, Münster, Landwirtschaftsverl., 21. Aufl.
- Morris, J. (1988): Estimation of tractor repair and maintenance costs. *Journal of Agricultural Engineering Research* 41(3), pp. 191–200, [https://doi.org/10.1016/0021-8634\(88\)90178-3](https://doi.org/10.1016/0021-8634(88)90178-3)
- Perry, G.M.; Bayaner, A.; Nixon, C.J. (1990): The Effect of Usage and Size on Tractor Depreciation. *American Journal of Agricultural Economics* 72(2), pp. 317–325, <https://doi.org/10.2307/1242335>
- Schmid, A.; Krön, K. (2018): Kalkulation und Kostenanalyse im Lohnunternehmen, Darmstadt, KTBL, 2. Aufl.

- Schroers, J.O.; Sauer, N.; Krön, K.; Uppenkamp, N. (2020): Fixe und variable Maschinenkosten unter Berücksichtigung eines spezifischen Plan-Restwerts. *Landtechnik* 75(4), <https://doi.org/10.15150/lt.2020.3250>
- Stirnemann, R.; Renius, K.T. (2020): Gesamtentwicklung Traktoren. In: *Jahrbuch Agrartechnik 2019*, Band 31. Hg. Frerichs, L., Braunschweig, S. 50–62
- traktorpool.de (2016): Musterkaufvertrag B2B. <https://www.traktorpool.de/pdfs/Musterkaufvertrag-B2B.pdf>, Zugriff am 11.11.2020
- traktorpool.de (2019): traktorpool auf Platz 1 der meist genutzten Agrar Websites. <https://www.traktorpool.de/blog/landwirtschaft/traktorpool-auf-platz-1-der-meist-genutzten-agrar-websites/>, Zugriff am 10.10.2020
- Unterschultz, J.; Mumey, G. (1996): Reducing Investment Risk in Tractors and Combines with Improved Terminal Asset Value Forecasts. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 44(3), pp. 295–309, <https://doi.org/10.22004/ag.econ.24119>
- Uppenkamp, N. (1998): Wertentwicklung von Schleppern – Restwertermittlung in Abhängigkeit von Fabrikat, Nutzungsintensität und Alter. *VDI Berichte* 1449, S. 53–55
- Walley, K.; Custance, P.; Taylor, S.; Lindgreen, A.; Hingley, M. (2007): The importance of brand in the industrial purchase decision: a case study of the UK tractor market. *Journal of Business & Industrial Marketing* 22(6), pp. 383–393, <https://doi.org/10.1108/08858620710780145>
- White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4), pp. 817, <https://doi.org/10.2307/1912934>
- Wilson, P. (2010): Estimating Tractor Depreciation: the Impact of Choice of Functional Form. *Journal of Farm Management* 13(12), pp. 799–818
- Wilson, P.; Tolley, C. (2004): Estimating Tractor Depreciation and Implications for Farm Management Accounting. *Journal of Farm Management* 12(1), pp. 5–16
- Wu, J.; Perry, G.M. (2004): Estimating Farm Equipment Depreciation: Which Functional Form Is Best? *American Journal of Agricultural Economics* 86(2), S. 483–491, <https://doi.org/10.1111/j.0092-5853.2004.00593.x>

Autoren

Felix Witte, **Hans Back** und **Christian Sponagel** sind wissenschaftliche Mitarbeiter und **Prof. Dr. Enno Bahrs** Fachgebietsleiter am Institut für Landwirtschaftliche Betriebslehre der Universität Hohenheim, Schwerzstr. 44, 70599 Stuttgart. Email: Felix.Witte@uni-hohenheim.de