

Tierschutz im Jagdbetrieb

Entwicklung und Begründung eines Verfahrens
zur Beurteilung der Eignung von Geschossen
zur Tötung von Säugetieren

Carl Gremse

Bibliografische Informationen der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in der
Deutschen Nationalbibliografie;
Detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

1. Auflage 2015

© 2015 by Verlag: **Deutsche Veterinärmedizinische Gesellschaft Service GmbH**,
Gießen
Printed in Germany

ISBN 978-3-86345-300-8

Verlag: DVG Service GmbH
Friedrichstraße 17
35392 Gießen
0641/24466
info@dvg.de
www.dvg.de

Tierschutz im Jagdbetrieb

Entwicklung und Begründung eines Verfahrens zur Beurteilung
der Eignung von Geschossen zur Tötung von Säugetieren

Dissertation zur Erlangung des akademischen Grades des
Doktors der Naturwissenschaften (Dr. rer. nat.)

eingereicht im Fachbereich Biologie, Chemie, Pharmazie
der Freien Universität Berlin

vorgelegt von

CARL GREMSE

aus Göttingen

2015

4 Ergebnisse

4.1.1 Lichtverhältnisse und die Jagd auf Schalenwild

7.229 Berichte zu Erlegungen von Schalenwild aus Deutschland wurden zunächst nach Monat und Tagesstunde (0 bis 24) ausgewertet (Abbildung 23). Es ist deutlich erkennbar, dass die Häufigkeit der Erlegungen sich an der Dämmerung im Jahresverlauf orientiert. Eine Häufung von Erlegungen von Schalenwild in der Zeit von 09:00 bis 13:00 Uhr fällt in die Monate November, Dezember und Januar.

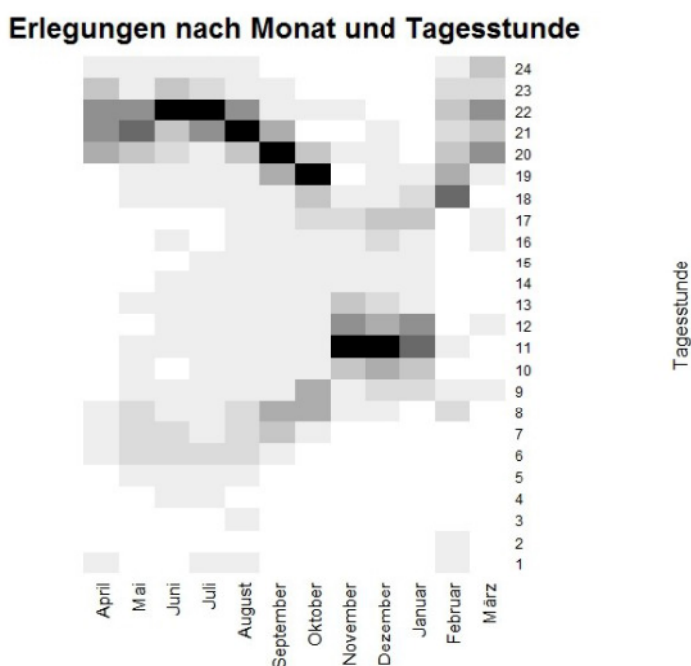


Abbildung 23: Verteilung von Abschüssen von Schalenwild nach Monat und Tagesstunde (n = 7.229 Berichte). Je dunkler die Farbgebung, desto häufiger wurden zu dieser Stunde/Monat Tiere erlegt.

Die Verteilung der Erlegungen nach Monaten und Jagdform zeigt Tabelle 8.

Jagdform	April	Mai	Juni	Juli	August	September	Oktober	November	Dezember	Januar	Februar	März	Gesamt Jagdform
Ansitz	56	806	305	292	451	811	637	315	321	319	65	53	4431
Bewegungsjagd	1	3	2	4	13	27	100	811	628	442	1	1	2033
Nachsuche		2	1	1	2	3	1	4	2	1			17
Pirsch	10	84	51	32	52	87	101	111	110	95	39	18	790
Gesamt Monat	67	895	359	329	518	928	839	1241	1061	857	105	72	7271

Tabelle 8: Verteilung der Erlegungen nach Monat und Jagdform (n= 7.271) .

Die Spitzenzeiten für die Ansitzjagd liegen in den Monaten Mai, August, September und Oktober. Der Hauptteil der Erlegungen auf Bewegungsjagden liegt im November, Dezember und auch Januar. Abbildung 24 zeigt die tageszeitliche Verteilung der Erlegungen von Schalenwild nach Jagdform.

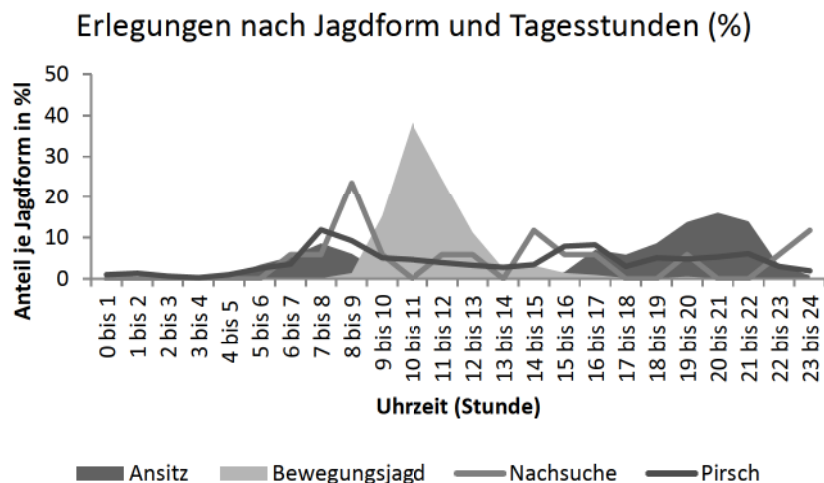


Abbildung 24: Erlegungen von Schalenwild nach Jagdformen und Tagesstunden (Anteile je Jagdform in %).

Dies zeigt, dass Erlegungen auf der Ansitzjagd in die Morgen- und Abendstunden fallen, während Erlegungen auf Bewegungsjagden zwischen 09: 00 Uhr und 13:00 Uhr fallen.

Helligkeit nach Jagdformen

Ausgehend von Abbildung 24 und Tabelle 8 ist zu erwarten, dass Erlegungen auf der Ansitzjagd bei eher schlechteren Lichtverhältnissen als solche auf Bewegungsjagden erfolgen. Abbildung 25 zeigt die Auswertung Helligkeitsfaktor HF nach Jagdform. Die Erlegung von Schalenwild erfolgt demnach in der Reihung Ansitz, Pirsch, Bewegungsjagd von ungünstigen zu günstigeren Lichtverhältnissen.

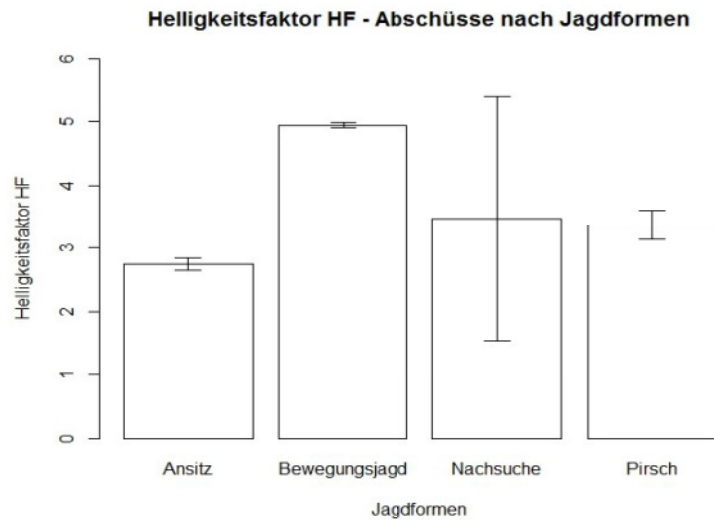


Abbildung 25: Helligkeitsfaktor HF nach Jagdform (n = 7.229), arithmetischer Mittelwert mit 95%-Konfidenzintervallen

Helligkeit nach Wildarten

Ausgehend von der Biologie der Wildarten und der Jagdgesetzgebung ist zu erwarten, dass Schalenwild in der Reihung Damwild, Rehwild, Rotwild und Schwarzwild von günstigeren nach ungünstigeren Lichtverhältnissen erlegt wird. Abbildung 26 zeigt das Ergebnis der Auswertung (arithmetische Mittelwerte mit 95%-Konfidenzintervallen) von 4.404 Beobachtungen.

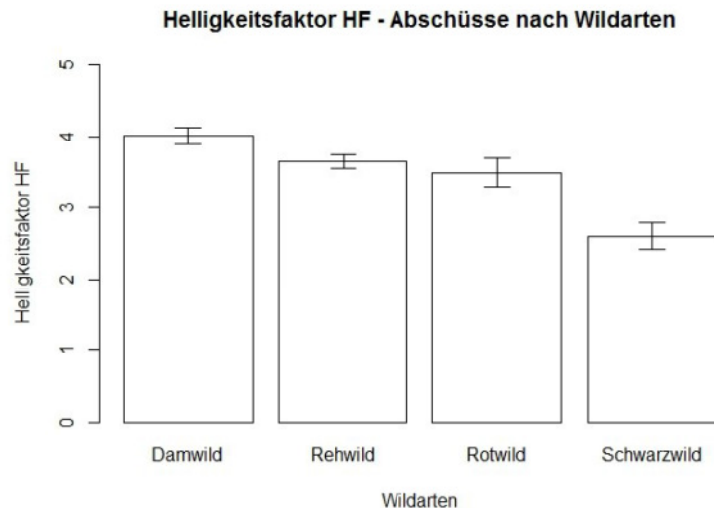


Abbildung 26: Helligkeitsfaktor (HF) nach Wildarten für alle Jagdformen; arithmetische Mittelwerte mit 95%-Konfidenzintervallen (n=4.404)

Tagaktives Damwild wird bei Helligkeitsfaktor $4,0 \pm 0,04$ (1 Standardfehler der Mittelwertes, n=1.414) erlegt, Rehwild bei $3,63 \pm 0,03$ (1 Standardfehler der Mittelwertes, n=3.193) und

Rotwild bei $3,48 \pm 0,08$ (1 Standardfehler der Mittelwertes, $n=782$). Rot- und Rehwild unterscheiden sich nach graphischer Analyse (Abbildung 26) nicht signifikant. Schwarzwild wird mit im Mittel $2,6 \pm 0,06$ (1 Standardfehler der Mittelwertes, $n=1.840$) unter den ungünstigsten Lichtverhältnissen erlegt. Abbildung 27 zeigt die Auswertung „Helligkeitsfaktor (HF) nach Wildarten“ für die Jagdform Ansitzjagd. Die Reihung Damwild, Rehwild, Rotwild, Schwarzwild bleibt bestehen, doch unterscheiden sich nun Rehwild und Rotwild signifikant und Schwarzwild liegt mit Erlegungen bei Helligkeiten von im Mittel $HF=1$ (entspricht ± 15 Minuten vor/ nach Sonnenaufgang und Sonnenuntergang) erheblich unterhalb der anderen drei Wildarten.

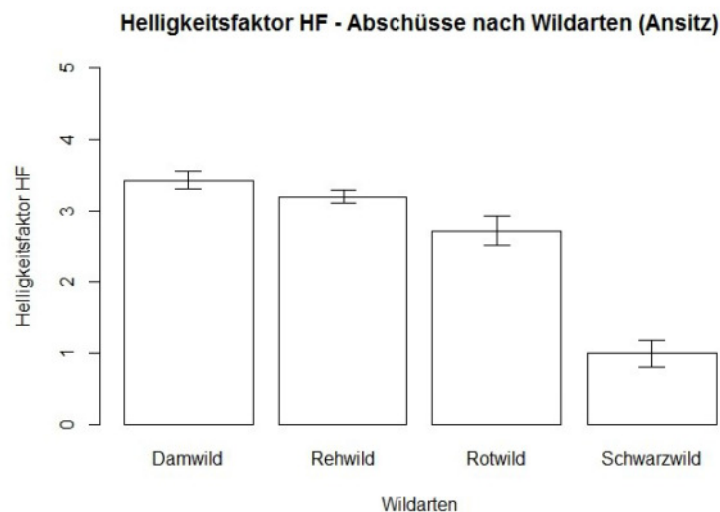


Abbildung 27: Helligkeitsfaktor (HF) nach Wildarten für die Ansitzjagd; arithmetische Mittelwerte mit 95%-Konfidenzintervallen

Nach den Auswertungen zu Erlegungen von Schalenwild nach Helligkeit und Jagdformen wurden Schussentfernungen nach den Lichtverhältnissen, unter denen sich Jagende zum Schuss entschlossen, ausgewertet.

Schussentfernungen nach Helligkeit

Abbildung 28 zeigt das Ergebnis der Auswertungen zu Schussentfernungen in Metern nach Lichtverhältnissen (Helligkeitsfaktor HF). Es wird deutlich, dass mit abnehmendem Licht die Schussentfernungen kürzer werden.

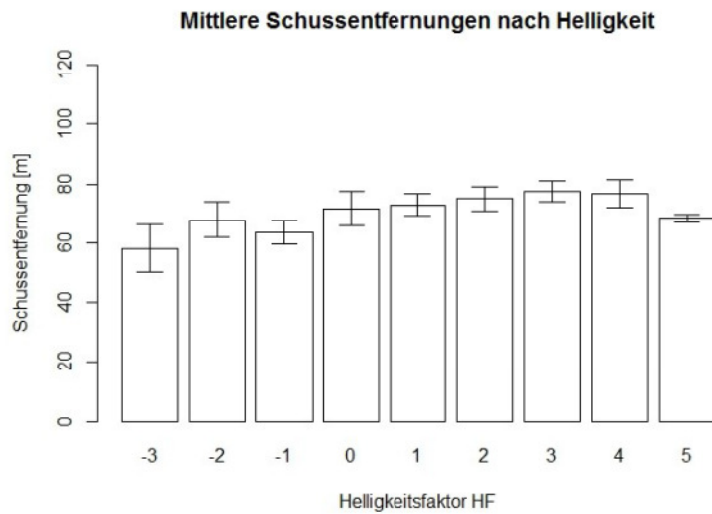


Abbildung 28: Schussentfernung in Metern nach Helligkeitsfaktor (HF); arithmetische Mittelwerte mit 95%-Konfidenzintervallen

Allerdings liegen Schüsse bei vollem Tageslicht (HF=5) signifikant unter den Schussentfernungen bei HF=4. Um zu untersuchen, in wie weit es hier zu einer Überlagerung der Einflüsse auf die Schussentfernung durch die Jagdform kommt, wurde die Schussentfernung nach Jagdform ausgewertet (Abbildung 29).

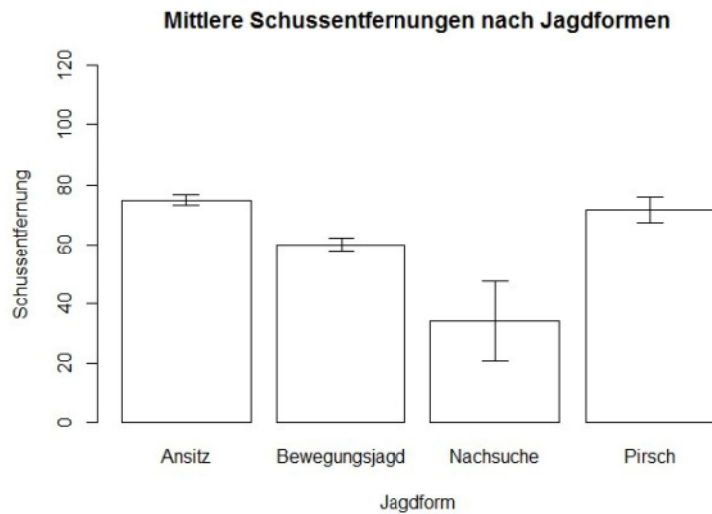


Abbildung 29: Schussentfernung in Metern nach Jagdform; arithmetische Mittelwerte mit 95%-Konfidenzintervallen

Ansitzjagd und Pirschjagd unterscheiden sich nicht hinsichtlich der mittleren Schussentfernungen $74,95 \pm 0,62$ Meter / $71,82 \pm 1,56$ Meter (jeweils 1 Standardfehler der Mittelwertes, n Ansitz=4.404, n Pirsch= 789). Schüsse bei Bewegungsjagden liegen mit im Mittel $60,02 \pm 0,79$ Metern (1 Standardfehler des Mittelwertes, $n=2.019$) signifikant darunter,

ebenso wie Schüsse auf Nachsuchen mit im Mittel $34,33 \pm 4,77$ Metern (1 Standardfehler der Mittelwertes, $n=17$). Abbildung 30 zeigt das Ergebnis der Auswertung der Schussentfernungen bei der Ansitzjagd nach Lichtverhältnissen. Der generelle Trend zur Abnahme der Schussentfernung bei schlechteren Lichtverhältnissen bestätigt sich. Ein signifikanter Unterschied zwischen Abschüssen bei Helligkeitsfaktoren 4 und 5 besteht nicht mehr (vgl. Abbildung 28).

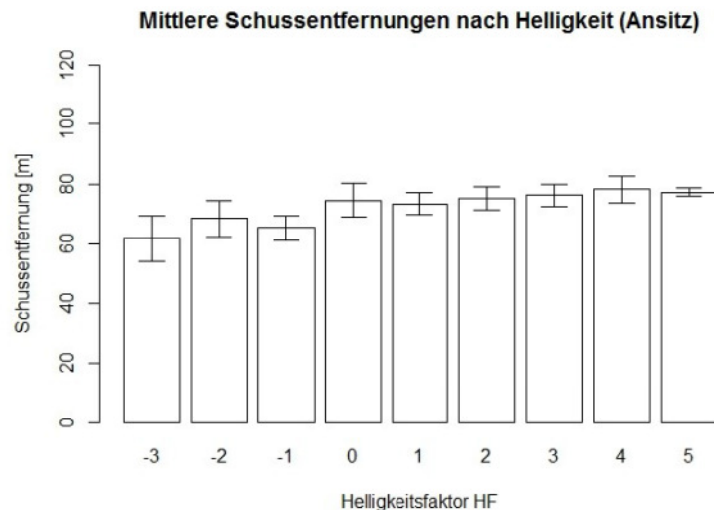


Abbildung 30: Schussentfernung in Metern nach Helligkeitsfaktor (HF) für die Ansitzjagd; arithmetische Mittelwerte mit 95%-Konfidenzintervallen

4.1.2 Trefferlagen nach Jagdform

Heinrich (2003), zitiert von Hirth, Maisack, & Moritz (2007), bewertet unterschiedliche Jagdformen in Bezug auf die Erfolgsaussichten einer tierschutzgerechten Tötung. Es wurden die Jagdformen „Ansitzjagd“, „Pirschjagd“ und „Bewegungsjagd“ in Bezug auf Trefferwahrscheinlichkeiten für Kammerschüsse nach dem bei Hirth, Maisack, & Moritz (2007) zitierten Raster ausgewertet und den Ergebnissen von Heinrich (2003), zitiert nach Hirth, Maisack, & Moritz (2007), gegenübergestellt (Tabelle 9). Es wurde auf Grundlage von Daten aus eigenen Untersuchungen (Gremse & Rieger, 2014) eine Analyse der über das Merkmal „Kammerschuss“ hinaus differenzierten Trefferlagen nach Jagdform durchgeführt. Die vorliegenden Daten eigener Untersuchungen bestätigen Heinrich (2003) für die Jagdformen Ansitzjagd und Pirschjagd, weisen aber erheblich höhere Trefferquoten für Kammerschüsse auf Bewegungsjagden (72%) nach.

**Wahrscheinlichkeit von Kammerschüssen nach Jagdform
- Gegenüberstellung von Ergebnissen -**

	(Heinrich, 2003) nach (Hirth, Maisack, & Moritz, 2007)	Eigene Daten	Stichprobenumfänge Eigene Daten
Ansitzjagd	> 75 %	82 %	4.701
Pirschjagd	> 75 %	76 %	919
Bewegungsjagd	~ 25 %	72 %	2.390

Tabelle 9: Wahrscheinlichkeit von Kammerschüssen nach Jagdform - Gegenüberstellung von Ergebnissen der Untersuchungen von Heinrich (2003), zitiert nach Hirth, Maisack, & Moritz (2007), und Daten aus eigenen Untersuchungen (Gremse & Rieger, 2014).

An Hand eigener Daten wurde, das Raster „Kammertreffer“ und „Andere Treffer“ von Heinrich (2003) übernehmend, durch Kontingenztabellen und χ^2 -Tests die Hypothese

H0 „Die Verteilung der Trefferlage ist unabhängig von der Jagdform“

geprüft. Für die drei möglichen Vergleichskombinationen der Jagdformen (1 Ansitzjagd und Bewegungsjagd, 2 Ansitzjagd und Pirsch, 3 Pirsch und Bewegungsjagd) ist die Nullhypothese zu verwerfen. Die Wahrscheinlichkeit von Kammertreffern gegenüber anderen Trefferlagen ist auf der Ansitzjagd (n Kammertreffer= 3.878, n Andere= 823) signifikant höher als auf Bewegungsjagden (n Kammertreffer= 1.721, n Andere= 669) ($\chi^2=104,841$, $df=1$, $\alpha=0,05$, $p<0,01$). Die Wahrscheinlichkeit von Kammertreffern gegenüber anderen Trefferlagen ist auf der Ansitzjagd (n Kammertreffer= 3.878, n Andere= 823) signifikant höher als auf der Pirschjagd (n Kammertreffer= 698, n Andere= 221) ($\chi^2=21,744$, $df=1$, $\alpha=0,05$, $p<0,01$). Die Wahrscheinlichkeit von Kammertreffern gegenüber anderen Trefferlagen ist auf der Pirschjagd (n Kammertreffer= 698, n Andere= 221) signifikant höher als auf Bewegungsjagden (n Kammertreffer= 1.721, n Andere= 669) ($\chi^2=5,251$, $df=1$, $\alpha=0,05$, $p=0,02194$). Für eine weitere Ausdifferenzierung der Lage von Einschüssen nach Jagdform wurden die Wahrscheinlichkeitsverteilungen für Trefferlagen (Abbildung 19) für Erlegungen nach Jagdform ermittelt (Abbildung 31). Abschließend erfolgte eine anteilige Gegenüberstellung von Erlegungen von Wildarten nach Jagdform in Prozent (Tabelle 10).

	Ansitz/Pirsch	%	Bewegungsjagd	%
Rehwild	2.706	48,5	766	31,2
Schwarzwild	1.188	21,3	845	34,4
Rotwild	588	10,5	296	12,1
Damwild	1.097	19,7	548	22,3
Σ	5.579	100	2.455	100

Tabelle 10: Anteile von Erlegungen von Wildarten nach Jagdform in Prozent (n=8.034).

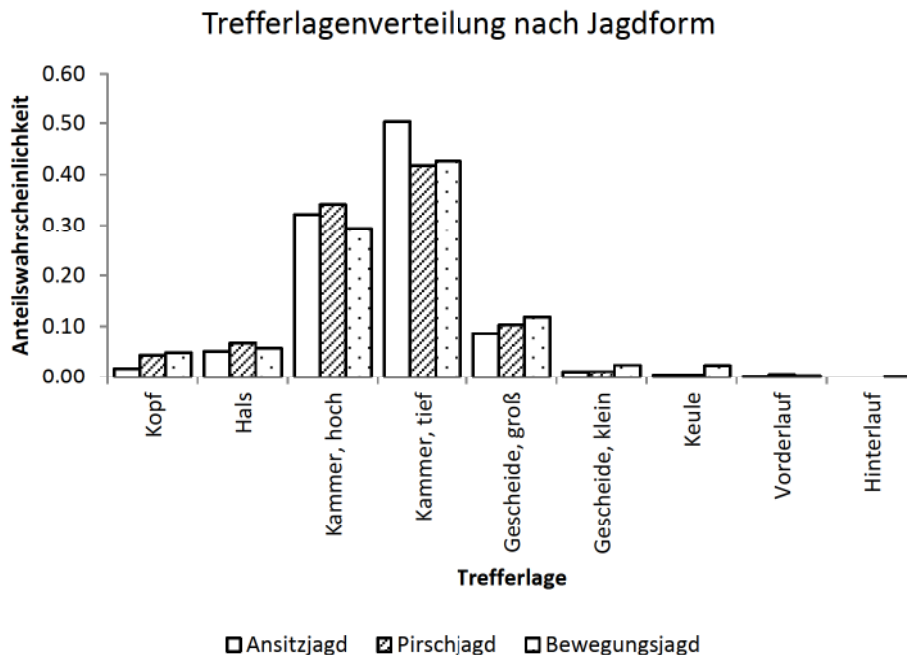


Abbildung 31: Anteilswahrscheinlichkeiten für Trefferlagen nach Jagdform (n Ansitzjagd= 4.701; n Pirschjagd= 919; n Bewegungsjagd = 2.390).

4.1.3 Bewertungen von Erlegungen durch Jagende

Es wurde eine Untersuchung der Bewertungen jagdlich identischer Situationen von einzelnen Personen durchgeführt. Dazu wurden Erlegungen nach den Kriterien „Wildart“, „Wildmasse“, „Patrone“, „Geschoss“, „Geschossmasse“, „Mündungsgeschwindigkeit V0“, „Schussentfernung“, „Trefferlage“ und „Identität des Berichtenden“ sortiert und nach diesen Kriterien identische Wiederholungen ermittelt. Die Identität der Berichtenden wurde für die Auswertungen anonymisiert. Die abgegebenen Bewertungen wurden als Stichproben behandelt und nach dem Stichprobenfehler-Konzept (von der Lippe, 2011) untersucht. Je schmaler das Konfidenzintervall, desto widerspruchsfreier wurde bewertet. Drei Berichtende (A, B, C) bewerteten mehr als eine identische Jagdsituation häufiger als $n \geq 8$. Fünf Berichtende (D, E, F, G, H) bewerteten eine identische Jagdsituation häufiger als $n \geq 8$. Jede Bewertung einer Situation wurde für sich betrachtet und der arithmetische Mittelwert und das 95% - Konfidenzintervall berechnet (Tabelle 11). In sechs von 12 Fallkombinationen (A2, B1, B2, C2, E1, H1) lagen die Konfidenzintervalle unter diesem mittleren Konfidenzintervall und in sechs Fällen von 12 Fällen (A1, A3, C2, D1, F1, G1) lagen die Konfidenzintervalle über diesem mittleren Konfidenzintervall. In drei von 12 Fällen (D1, F1, G1) ist das Konfidenzintervall größer $> 0,5$ Bewertungseinheiten. Abbildung 32 zeigt das Ergebnis graphisch. Das arithmetische Mittel der Konfidenzintervalle für die 12 Situationen ist $0,375 \pm 0,111$ (1 Standardfehler des arithmetischen Mittelwertes; $n=12$).

Beurteilende / Situationstyp	Patrone	Geschoss	Geschossmasse	V0 m pro s	Einschusslage	Wildart	Aufbrechmasse	Schussentfernung	n	arithmetischer Mittelwert	95%-Konfidenzintervall (±)
A1	.308 Win.	G1	11 g	800	Kammer, tief	Damwild	11-20 kg	51-100 m	12	0,833	0,245
A2	.308 Win.			800	Kammer, tief	Damwild	21-45 kg	51-100 m	12	1,000	0,000
A3	.308 Win.			800	Kammer, tief	Damwild	21-45 kg	101-150 m	11	0,909	0,198
B1	.30-06 Spr.	G2	10 g	900	Kammer, hoch	Rehwild	11-20 kg	51-100 m	11	2,000	0,000
B2	.30-06 Spr.			900	Kammer, hoch	Rehwild	11-20 kg	unter 50 m	11	2,000	0,000
C1	.300 Win. Mag.	G3	11,7 g	902	Kammer, hoch	Damwild	11-20 kg	101-150 m	9	2,000	0,000
C2	.300 Win. Mag.			902	Kammer, hoch	Damwild	21-45 kg	101-150 m	16	1,750	0,314
D1	.300 Win. Mag.	G1	11,7 g	890	Kammer, tief	Rotwild	21-45 kg	51-100 m	10	0,500	0,363
E1	.300 Wby Mag.	G4	8,4 g	1026	Kammer, tief	Rotwild	46-75 kg	101-150 m	13	1,923	0,167
F1	7x57 R	G5	8,8 g	860	Kammer, tief	Rehwild	11-20 kg	51-100 m	11	1,727	0,425
G1	7x64	G6	10,4 g	800	Kammer, hoch	Rehwild	11-20 kg	51-100 m	11	1,455	0,539
H1	8x57 IS	G7	12,8 g	800	Kammer, hoch	Rehwild	11-20 kg	51-100 m	8	2,000	0,000

Tabelle 11: Bewertungen identischer Jagdsituationen durch einzelne Berichtende.

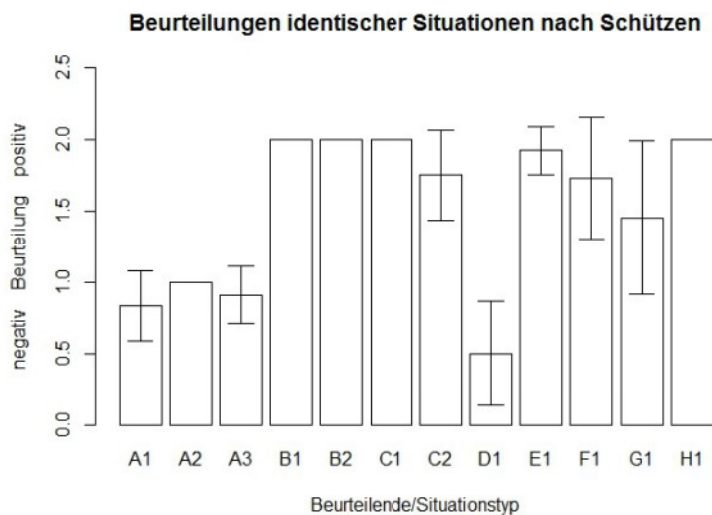


Abbildung 32: Bewertungen identischer Jagdsituationen durch einzelne Berichtende; arithmetische Mittelwerte mit 95%-Konfidenzintervallen

4.1.4 Vergleich ballistischer Prädiktoren der Fluchtstrecke

Modellkomponenten

Die resultierende Variable der Modellierung ist die Fluchtstrecke des getroffenen Tieres. Sie wurde auf dem Abschussbericht (Abbildung 18) in 6 Kategorien von 1 (Fluchtstrecke 0 m), 2 (1-15 m), 3 (16-40 m), 4 (41-75 m), 5 (76-150 m) bis 6 (über 150 m) erfasst. Mittels explorativer Datenanalyse unter Nutzung von Regressionsbäumen (Ripley, 2014) wurden die in Modelle zu integrierenden Variablen ermittelt und auf komplexe Interaktionen untersucht (Abbildung 33). Die Lage des Schusstreffers (Trefferlage), eine Variable in kontinuierlicher Kodierung (1= Kopf/Haupt, 2=Hals/Träger, 3= Brustkorb / Kammer, hoch, 4= Brustkorb / Kammer, tief, 5=Leber/Magen/großes Gescheide, 6=Niere/Darm/kleines Gescheide, 7=Keule, 8=Extremitäten, vorn/Vorderläufe, 9=Extremitäten, hinten/Hinterläufe) beeinflusst die Länge der Fluchtstrecke. Schüsse mit Trefferkennwert $> 7,5$ (Vorderläufe/Hinterläufe) ergeben Fluchten von über 200 Metern. Für alle anderen Trefferlagen folgt eine Interaktion der Trefferlage und Wildmasse. Für Wildmassen über 60 kg folgt eine Interaktion wieder mit der Trefferlage (Schüsse in Kopf und Hals: kurze Fluchten; alle anderen Schüsse (außer Laufschnüsse) Fluchten von im Mittel 62,6 Metern).

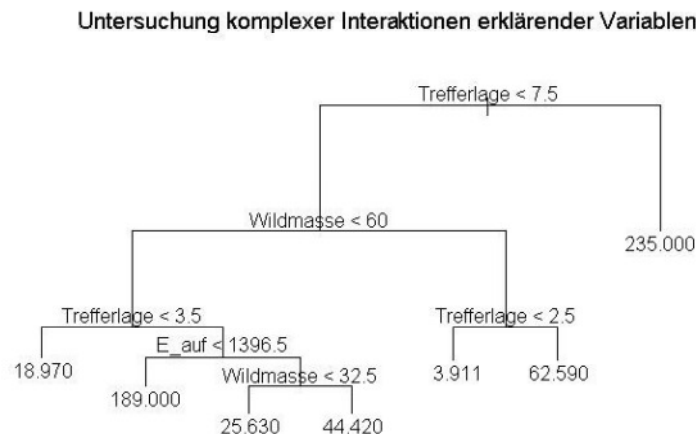


Abbildung 33: Regressionsbaum zur Identifikation komplexer Interaktionen erklärender Variablen auf die resultierende „Länge der Fluchtstrecke“.

Für Wildmassen unter 60 Kilo folgt eine Interaktion mit der Trefferlage mit für hohe Kammerschnüsse, Hals- und Kopfschnüsse Fluchten von ~ 19 Metern. Für alle anderen Schnüsse außer Laufschnüssen folgt eine Interaktion mit der Auftreffenergie. Auftreffenergien von unter ~1400 Joule führen dabei zu Fluchten von 189 Metern; Auftreffenergien > 1400 Joule führen bei Wild unter 32,5 kg zu Fluchten von ~ 26 Metern und bei Wild über 32,5 kg zu Fluchten von ~ 44,5 Metern. Diese Variablen und Interaktionen waren in ihren Auswirkungen auf die Länge der Fluchtstrecke signifikant. Weitere in Frage kommende

Variable in der Modellierung (Wildart, Kaliber (Patrone) und Geschossmaterial hatten keine signifikanten Einflüsse auf die Fluchtstrecke.

Wahl der Modellierung

Für die Beantwortung der Frage, ob die Nutzung zielballistischer Parameter (Energieabgabe im Ziel bis Eindringtiefe 15 cm) zu einer besseren Modellanpassung als die Nutzung der Auftreffenergie führt, wurden generalisierte lineare Modelle (Venables & Ripley, 2002) mit Negativbinomialverteilung als verknüpfender Funktion gerechnet. Abbildung 34 zeigt den Vergleich der beobachteten Häufigkeiten der Fluchtstrecke in Klassen und den Erwartungswerten unter Annahme einer Poisson-Verteilung (links) und Negativbinomial-Verteilung (rechts).

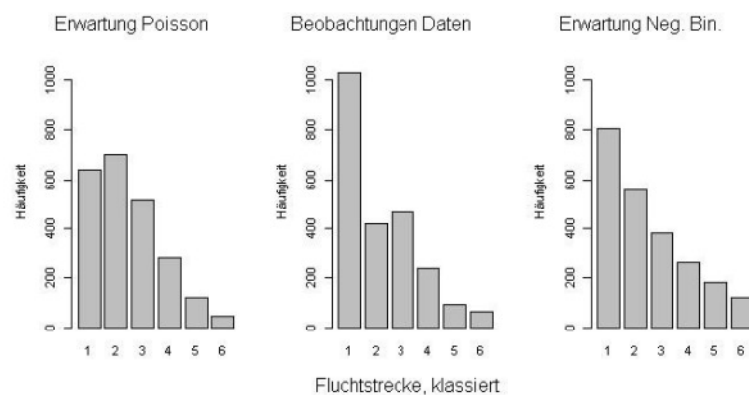


Abbildung 34: Vergleich beobachteter Häufigkeiten der Fluchtstrecken nach Klassen 1 (Fluchtstrecke 0 m), 2 (1-15 m), 3 (16-40 m), 4 (41-75 m), 5 (76-150 m) und 6 (über 150 m) und erwarteter Verteilungen nach Poisson-Verteilung (links) und Negativbinomial-Verteilung (rechts) als Begründung der Wahl der verknüpfenden Funktion für die Modellierung (GLM).

Der Modellierung mit Negativbinomial-Verteilung wurde der Vorzug gegeben, da sie die Modalklasse korrekt abbildet und zu einer geringeren Unterschätzung der deutlich überwiegenderen Klasse 1 (Fluchtstrecke =0m) führt. Fluchtstrecken der Klassen 2 (1-15 m), 4 (41-75 m), 5 (76-150 m) und 6 (über 150 m) werden leicht überschätzt, die Klasse 3 (16-40 m) unterschätzt.

Modellvergleich

Es wurden zwei identische Ausgangsmodelle (h1 und i1) erstellt. Beide Modellreihen nutzen die Variablen Fluchtstrecke (FS_CM) als resultierende und Trefferlage (SPL), und Wildmasse (Mass_An) als erklärende Variable.

Zusätzlich nutzt Reihe „h“ die Energieabgabe im Zielmedium bis 15 cm (E_re) und Modellreihe „i“ die Auftreffenergie (E_im) als einzige, sich zwischen den Modellreihen

unterscheidende, erklärende Variablen. Die Ausgangsmodelle berücksichtigen den Einfluss der Variablen an sich und jeweils die Interaktionen mit der ballistischen Variablen wie folgt:

$h1.nb \leftarrow \text{glm.nb}(FS_CM \sim SPL + E_re + Mass_An + SPL:E_re + Mass_An:E_re)$

$i1.nb \leftarrow \text{glm.nb}(FS_CM \sim SPL + E_im + Mass_An + SPL:E_im + Mass_An:E_im).$

Die Modelle wurden in der Software „R“ (R Core Team, 2014) unter Nutzung des Paketes „MASS“ (Venables & Ripley, 2002) gerechnet und schrittweise reduziert (Hilbe, 2009). Die Effekte jeder Einflussgröße und ihrer Kombinationen wurden auf Signifikanz geprüft (Likelihood-Ratio-Test). Nur signifikante Effekte verblieben im Modell. Die jeweils drei bestangepassten Modelle der Reihen „h“ und „i“ wurden mittels „Akaike’s Information Criterion AIC“ verglichen (Tabelle 12).

AIC	h	Δ AIC	i	Δ AIC
1	23293	2	23357	66
2	23291	0	23356	65
3	23294	3	23354	63
Minimum	23291		23354	

Tabelle 12: Modellvergleich mittels AIC (Akaike’s Information Criterion (Akaike, 1974)).

Modell „h2“ weist das geringste AIC der Modelle unter Nutzung eines zielballistischen Parameters, Modell „i3“ das geringste AIC der Modelle unter Nutzung der Auftreffenergie des Geschosses. Δ AIC (i3-h2), berechnet nach Formel (8), beträgt 63 und weist damit eine starke Präferenz für Modell „h2“ gegenüber Modell „i3“ aus (Hilbe, 2009).

4.1.5 Zur Variabilität zielballistischer Messungen

Für Messungen zu zielballistischen Parametern wird auf Simulanzmedien zurückgegriffen, insbesondere um die Variabilität von Messwerten zu verringern. In der Literatur zu zielballistischen Messverfahren in Simulanzmedien finden sich zur Variabilität der Ergebnisse (z. B. Energieabgabe bis Eindringtiefe x) unter gleichen Umständen (Geschosstyp, Geschossmasse, Auftreffgeschwindigkeit) durchgeführter Versuche keine direktverfügbaren Angaben. Für die für das Projekt „Bund“ durchzuführenden Seifenbeschüsse wurden in Absprache mit Dr. Beat Kneubuehl für jede Versuchskonfiguration (Geschosstyp, -masse, Auftreffgeschwindigkeit; siehe Tabelle 6) eine Probenzahl von $n = 2$ Beschüssen festgelegt; mit der Maßgabe, bei augenscheinlichen Unregelmäßigkeiten einen weiteren Beschuss vorzunehmen. Auf Grundlage der Berechnungen zur Energieabgabe (Tabelle 24, Seite 84 (Gremse & Rieger, 2014)) wurde die Variabilität der Energieabgabe bis Eindringtiefe 15 Zentimeter ($\Delta E_{ab\ 15}$) von Schuss zu Schuss ermittelt und mittels „Bootstrapping“ auf zu erwartende Abweichungen in Abhängigkeit von theoretischen Stichprobengrößen untersucht (Abbildung 35).

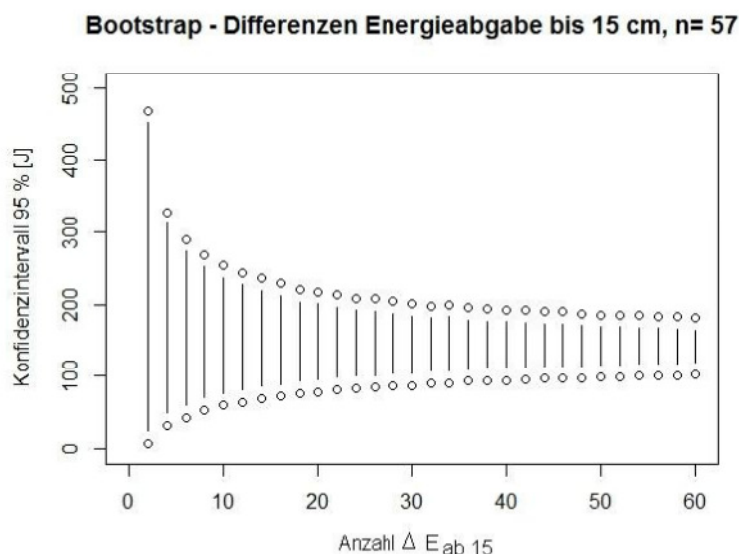


Abbildung 35: Variabilität der ermittelten Werte für $\Delta E_{ab\ 15}$ in Abhängigkeit zur Stichprobengröße; ermittelt mittels „Bootstrapping“ unter Simulation von 10.000 Zufallsziehungen mit Zurücklegen aus $n= 57$ Differenzwerten $\Delta E_{ab\ 15}$ aus 115 Beschüssen nach Tabelle 6.

Es wird deutlich, dass sich bereits bei $n \geq 4$ bis 6 Werten zu $\Delta E_{ab\ 15}$ die Mittelwerte denen größerer Stichproben annähern. Dies entspricht 8 bis 12 Testschüssen. Jede weitere Erhöhung der Stichprobenzahl verringert zwar das Konfidenzintervall weiter, doch liegt dieses bereits ab $n \geq 10$ bei rund 200 J. Eine Reduktion des Konfidenzintervalls auf rund 100 Joule würde einer Erhöhung der Anzahl $\Delta E_{ab\ 15}$ auf 35 notwendig machen.

4.1.6 Zielballistik nach Auftreffgeschwindigkeit

Umrechnung auf Schussentfernung und Geschossflugbahn

Um Erkenntnisse zu zielballistischen Parametern des Verhaltens eines Geschosses in Abhängigkeit von seiner Auftreffgeschwindigkeit im jagdlichen Kontext betrachten zu können, ist es einerseits erforderlich, diese Parameter über den gesamten Bereich zu erwartender Auftreffgeschwindigkeiten des Geschosses zu erheben (Tabelle 6) und andererseits erforderlich, die Ergebnisse dann in Bezug auf die Mündungsgeschwindigkeiten in Abhängigkeit von unterschiedlichen Patronen, in die das Geschoss verladen werden soll und später im Jagdbetrieb zu erwartende Schussentfernungen zu interpretieren. Abbildung 36 setzt die geschwindigkeitsabhängig erhobenen Daten zur Zielballistik graphisch in Bezug zur Schussentfernung unter Berücksichtigung der Geschossflugbahn, relativ zur Sichtachse. Für das Beispiel wurde das Patronenkaliber .30-06 Springfield gewählt; die im Projekt „Bund“ am häufigsten verwandte Patrone (Gremse & Rieger, 2014).

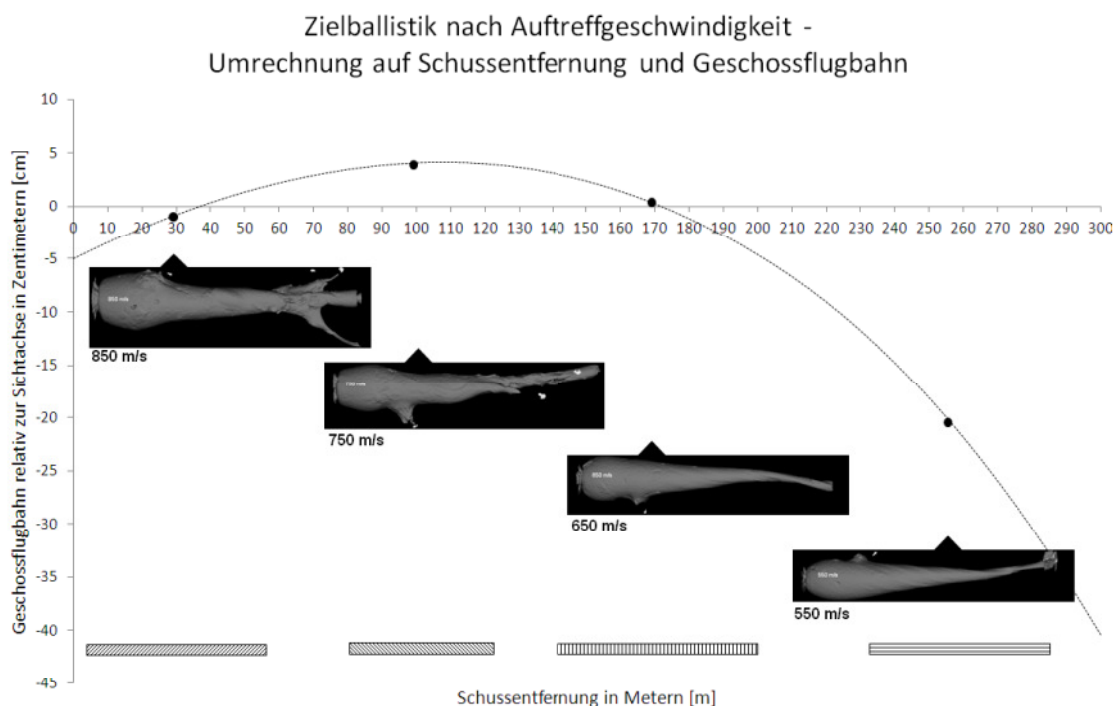


Abbildung 36: Zielballistische Parameter in bildlicher Darstellung nach computertomographischen Daten für Geschossgeschwindigkeitsbereiche, umgerechnet auf Schussentfernungen und die ballistische Flugbahnkurve für das Beispiel einer Patrone .30-06 Springfield.

Die mit größerer Schussentfernung abnehmende, zielballistische Wirksamkeit ist deutlich erkennbar, ebenso der Abfall des Geschosses relativ zur Sichtachse (x), der bei 250 Metern schon ~ 20 cm beträgt. Bei anderen Patronen und Laborierungen verschieben sich die Bilder relativ zueinander nicht, sondern nur entlang der X-Achse in Abhängigkeit zur Mündungsgeschwindigkeit.

Ableitung der geschossspezifischen Grenzggeschwindigkeit zielballistischer Parameter

Die in Abbildung 36 für einen Geschosstyp beispielhaft bildlich gezeigten Parameter gestatten es, auf Grundlage der entsprechenden Messdaten für das getestete Geschoss spezifische Werte für die Auftreffgeschwindigkeit zu ermitteln, bei der dieses unter zuvor festgelegte, zielballistische Parameter fällt. Im folgenden Beispiel werden dafür auf Grundlage von Felddaten und Bewertungen von Jägern ermittelte Werte zur Energieabgabe bis 15 cm (Minimum=1.500 Joule) verwandt, ab dem Fluchstrecken im Mittel unter 30 Metern liegen (Gremse & Rieger, 2014). Abbildung 37 zeigt die Ermittlung der Werte zur kumulativen Energieabgabe in Joule (J) und der Geschosswirksamkeit in Joule/Zentimeter (J/cm) in Abhängigkeit zur Auftreffgeschwindigkeit in Schritten von 10 m/s (vgl. Tabelle 6). Für die einschussseitigen ersten 15 Zentimeter (Eindringtiefe 0 bis 15 cm; SEG 1_3) wurden

neben dem Wert zur maximalen Wirksamkeit und zur gesamten kumulativen Energieabgabe
($E_{ab\ 15}$) die der Auftreffgeschwindigkeit zuzuordnenden Werte ermittelt.

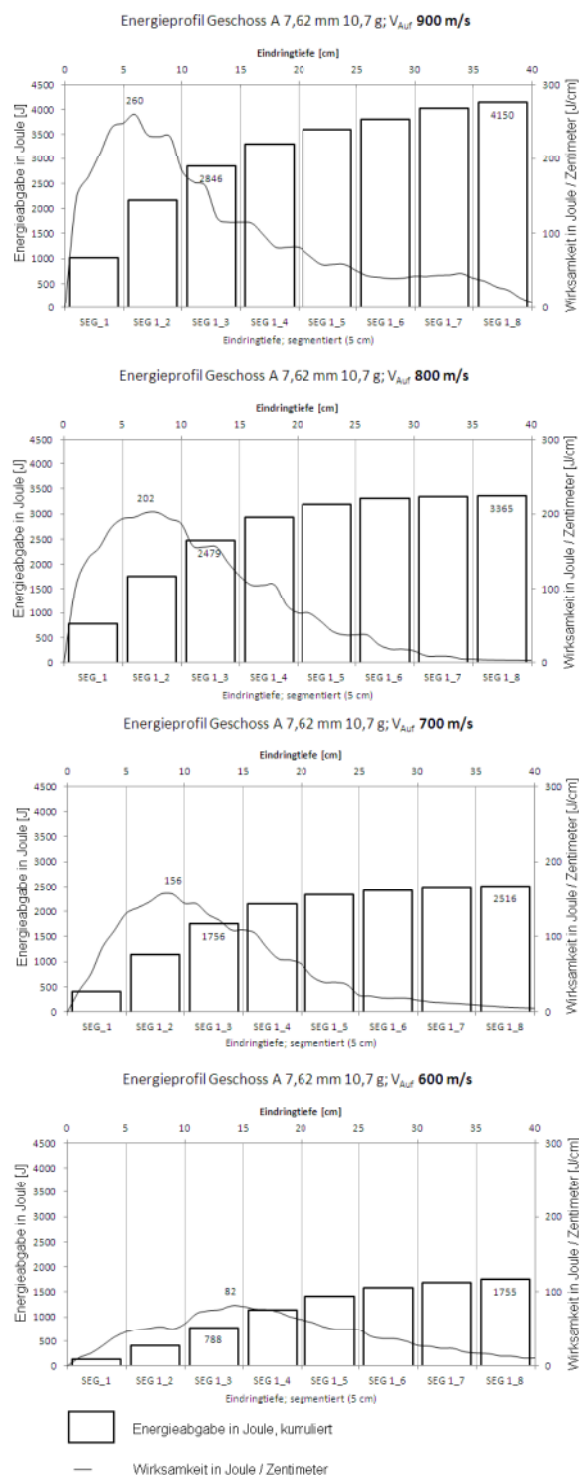


Abbildung 37: Auswertung der kumulativen Energieabgabe und der Geschosswirksamkeit in Abhängigkeit von der Auftreffgeschwindigkeit im zielballistischen Medium

Diese Werte zur geschwindigkeitsabhängigen Energieabgabe ($E_{ab\ 15}$) werden in Abbildung 38 graphisch auf die Geschossgeschwindigkeit abgeleitet. Die X-Achse zeigt die Geschossgeschwindigkeit in Meter/Sekunde. Auf der Y-Achse ist die kumulative Energieabgabe $E_{ab\ 15}$ in Joule abgetragen. Über den Geschwindigkeitsstufen, für die die Energieabgabe im SEG 1_3 ermittelt wurde, ist diese abgetragen. Eine polynomische Funktion ($R^2=0,9998$) erlaubt eine extrem genaue Anpassung an diese Daten über den jagdlich relevanten, getesteten Geschwindigkeitsbereich. Bei Energieabgabe $E_{ab\ 15} = 1.500$ Joule ist eine lineare Referenz abgetragen. Bei Energieabgabe $E_{ab\ 15} = 1.500$ Joule ist eine lineare Referenz abgetragen.

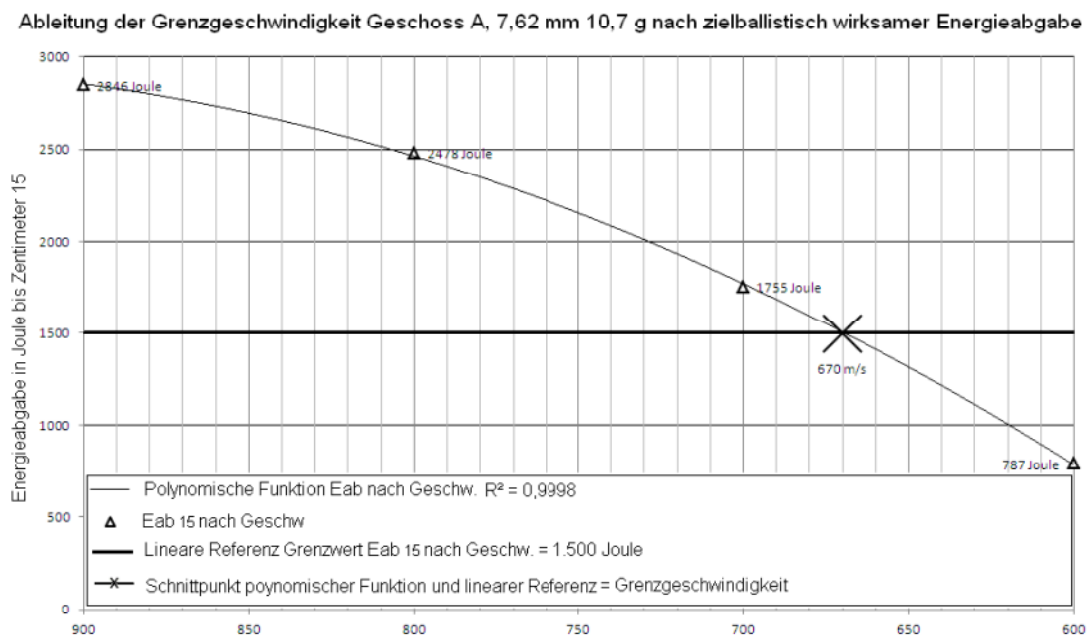


Abbildung 38: Ableitung der Grenzgeschwindigkeit für die Mindestenergieabgabe nach Geschossgeschwindigkeit (hier 1.500 Joule in Zentimetern 1-15 nach Gremse und Rieger (2012), (2014)). Graphische Identifikation der Grenzgeschwindigkeit als Schnittpunkt der polynomischen Funktion der Energieabgabe $E_{ab\ 15}$ nach Geschwindigkeit und der linearen Referenz der minimalen Energieabgabe $E_{ab\ 15}$ nach Geschwindigkeit.

Am Schnittpunkt der linearen Referenz zur minimalen Energieabgabe $E_{ab\ 15} = 1.500$ Joule und der polynomischen Funktion zur Energieabgabe $E_{ab\ 15}$ zwischen 900 m/s und 600 m/s liegt die hiermit bestimmte, geschossspezifische Grenzgeschwindigkeit, unterhalb der die Energieabgabe $E_{ab\ 15}$ unter die Referenz fällt. Die Bestimmung dieser geschossspezifischen Grenzgeschwindigkeit erlaubt die Interpretation von Einsatzreichweiten (Schussentfernungen) als Funktion von mit unterschiedlichen Patronen zur erreichenden Mündungsgeschwindigkeiten.