

# Wildtiererfassung in Niedersachsen<sup>1</sup>

Ergebnisse einer begleitenden Studie zur Verifizierung von  
Populationsdichten beim Rebhuhn (*Perdix perdix* L.)<sup>1</sup>



INSTITUT FÜR WILDTIERFORSCHUNG

an der Tierärztlichen Hochschule Hannover

Leiter: Prof. Dr. Dr. habil. K. Pohlmeier

Wissenschaftliche Bearbeitung: Dipl.-Biol. U.Voigt, Dr. E. Strauß

INSTITUT FÜR BIOMETRIE, EPIDEMIOLOGIE UND INFORMATIONSVARBEITUNG

Tierärztliche Hochschule Hannover

Leiter: Prof. Dr. L. Kreienbrock

Wissenschaftliche Bearbeitung: Dr. O. Berke, Dipl.-Stat. S. Glaser



Dezember 2000

<sup>1</sup>Gefördert mit Jagdforschungsmitteln des  
Landes Niedersachsen und des Deutschen Jagdschutz-Verbandes e.V.

---

# INHALTSVERZEICHNIS

<b>1</b>	<b>EINLEITUNG</b> .....	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>UNTERSUCHUNGSZIELE</b> .....	<b>2</b>
2.1	Verifikation der WTE-Daten.....	2
2.2	Stichprobenanalyse - Wildtiermonitoring .....	2
<b>3</b>	<b>METHODIK</b> .....	<b>4</b>
3.1	Untersuchungsgebiete .....	4
3.2	Erfassung der Rebhühner .....	4
3.2.1	Zeitraum und Tageszeitpunkt der Zählungen .....	5
3.2.2	Einteilung der Reviere .....	5
3.2.3	Ablauf des Verhörens .....	6
3.2.4	Variationsbreite der Zählergebnisse .....	7
3.3	Statistische Analysen.....	8
<b>4</b>	<b>ERGEBNISSE</b> .....	<b>9</b>
4.1	Voruntersuchungen .....	9
4.2	Zählungen.....	10
4.3	Korrelation .....	12
4.4	Regressionsanalyse.....	13
4.4.1	Modelle, Parameterschätzwerte und Bestimmtheitsmaß .....	13
4.4.2	Modellvalidierung.....	14
4.5	Verifikation der WTE-Daten.....	16
4.5.1	Dimensionsreduktion.....	16
4.5.2	Verifikation der Korrelation .....	18
4.5.3	Verifikation des Steigungsparameters .....	20
4.6	Stichprobenanalyse - Wildtiermonitoring .....	24
4.6.1	Berechnung des notwendigen Stichprobenumfangs .....	27
4.6.1.1	NSU für die mittlere Abundanz je Naturregion .....	28
4.6.1.2	NSU für die mittlere Abundanz je Landkreis .....	28
4.6.2	Relative Genauigkeit der Zählmethode .....	30
<b>5</b>	<b>DISKUSSION</b> .....	<b>32</b>
5.1	Methodik .....	32
5.2	Verifikation der WTE-Daten.....	35
5.2.1	Korrelation und Regressionsanalyse.....	35
5.2.2	Stichprobenumfang für die Verifikation der WTE-Daten.....	36
5.3	Stichprobenanalyse - Wildtiermonitoring .....	37
<b>6</b>	<b>ZUSAMMENFASSUNG</b> .....	<b>39</b>
<b>7</b>	<b>LITERATURVERZEICHNIS</b> .....	<b>41</b>
<b>8</b>	<b>ANHANG</b> .....	<b>44</b>

## **1 Einleitung**

Seit den rapiden Bestandsrückgängen der Niederwildarten Rebhuhn und Feldhase Ende der 70er Jahre stehen diese Arten im Mittelpunkt zahlreicher wissenschaftlicher Studien, die sich sowohl mit der Kausalität des Rückgangs als auch mit Hegemaßnahmen zur Stabilisierung bzw. einer Anhebung der Populationsdichten beschäftigen (POTTS 1986, ROESE 1990, PEGEL 1994, BRÄSECKE 1995, PETHIG 1995, TAPPER et al. 1996, KAISER 1997). Bei den genannten Arbeiten ist die Grundlagenforschung sowie der Einfluß der Jagd und der Prädation auf das Niederwild in den Vordergrund gerückt. Die verschiedenen Interessengruppen aus Naturschutz, Jagd und Wissenschaft diskutieren jedoch sehr kontrovers über Vorkommen und Entwicklung der Niederwildbestände. Eine Versachlichung der Diskussion ist dringend geboten.

Um Aussagen über die Populationsdynamik und Populationsdichte beim Niederwild treffen zu können, sind repräsentative sowie langfristig und großräumig angelegte Bestandserhebungen eine Grundvoraussetzung. Die gewonnenen Ergebnisse dienen letztendlich als Argumentationsbasis für eine sachorientierte Umwelt-, Naturschutz- und Jagdpolitik in Deutschland. Dies gilt besonders im Hinblick auf die Klassifizierung und Beurteilung der „Roten Listen“ (vgl. NOWAK et al. 1994).

Da Tierpopulationen aufgrund ihrer Lebensraumansprüche und gegebenen Lebensbedingungen nicht gleichmäßig in der Natur verteilt sind, stellt die Repräsentativität der ermittelten Daten hinsichtlich der Gesamterhebungsfläche bei Bestandserhebungen ein zentrales Problem dar. Als raumbezogene Grundeinheiten zur quantitativen Erfassung von Niederwildarten eignen sich Jagdbezirke in besonderem Maße. Zum einen ist Deutschland nahezu flächendeckend in Jagdbezirke aufgeteilt, zum anderen ist die Integration der Revierinhaber in ein Erfassungssystem durch die gesetzlich auferlegte Pflicht zur Hege, durch das Eigeninteresse sowie die Ortskundigkeit vorteilhafter als bei ehrenamtlichen oder berufsmäßigen Kartierern. Zudem begünstigt die relativ gute Organisation der Revierinhaber und Jäger in den Jägerschaften und Hegeringen die Direktion des Erfassungssystems. Aus diesem Grund beauftragte die Landesjägerschaft Niedersachsen e.V. 1991 das Institut für Wildtierforschung an der Tierärztlichen Hochschule Hannover (IWFo) mit der Erstellung eines Wildtiererfassungssystems (WTE) in Niedersachsen. Die Datenerhebung basiert auf einer jährlichen Umfrage bei allen niedersächsischen Jagdrevierinhabern ( $n > 9000$ ) mittels eines vorgedruckten Formulars. Neben den Angaben zur Bejagungsart, Bejagungsintensität und zur Revierstruktur wie z.B. die Gesamtgröße, die bejagbare Fläche, die Anteile von Feld, Wald, Ödland, Fließ- und Stehgewässer sind die Frühjahrsbestände der Niederwildarten Feldhase, Rebhuhn, Fasan, Fuchs, Kolkrabe, Rabenkrähe und Elster einzuschätzen.

Um repräsentative Daten bezogen auf die gesamte Landesfläche Niedersachsens zu erhalten, ist eine hohe Akzeptanz der WTE durch die niedersächsischen Revierinhaber notwendig. Diese spiegelt sich in konstant hohen Beteiligungsraten von durchschnittlich 81 % wider, was etwa 84 % der bejagbaren Fläche in Niedersachsen entspricht.

## 2 Untersuchungsziele

Die im Rahmen der WTE erhobenen Populationsdaten basieren im wesentlichen auf einer Einschätzung durch die Jäger. Um die Populationsdichte der jeweiligen Niederwildarten landesweit errechnen zu können, muß die Abweichung der eingeschätzten Bestände von der tatsächlichen Tierdichte durch stichpunktartige Kontrollen mit wissenschaftlich probaten Methoden ermittelt werden (Verifikation). Die Verifikationszählungen wurden bislang für den Feldhasen (STRAUSS & POHLMAYER 1996, 1997) sowie die Rabenvögel Elster und Rabenkrähe durchgeführt. Der vorliegende Bericht dokumentiert die Verifikationsergebnisse für das Rebhuhn in Niedersachsen.

### 2.1 Verifikation der WTE-Daten

Im Rahmen der WTE-Verifikation ergeben sich folgende Untersuchungsziele und Fragestellungen:

- Für die Verifikationszählungen beim Rebhuhn erschienen alle bekannten ornithologischen Methoden als uneffizient, da eine größere Anzahl an Revieren mehrfach in einem engen Zeitfenster von Ende März bis Ende April gezählt werden muß. Daher galt es, eine effiziente Methode zur Brutpaarerfassung beim Rebhuhn sowohl für den Zweck der Verifikation als auch für den überregionalen Einsatz im Rahmen eines Wildtiermonitorings zu entwickeln.
- Es wird der Frage nachgegangen, inwieweit die Ergebnisse der Verifikationszählungen mit den Einschätzungen der Jäger zum Brutpaarbestand bei Rebhühnern übereinstimmen. Dazu wird ein Regressionsmodell entwickelt, mit dem der statistische Zusammenhang zwischen Zähl- und Schätzwerten und zusätzlichen Landschaftsparametern wie z.B. der Reviergröße oder der Feld- und Ödlandfläche beschrieben werden kann.
- Darüber hinaus wird untersucht, wie groß der Stichprobenumfang sein müßte, um einen Zusammenhang von Kontrollzählungen und Angaben der Jäger statistisch abzusichern und ob die Einschätzungen der Jäger zum Rebhuhnbrutbestand in Niedersachsen als real angenommen werden können. Dazu werden die Untersuchungsergebnisse mit Hilfe von Signifikanztests auf ihre generelle Gültigkeit geprüft.

### 2.2 Stichprobenanalyse - Wildtiermonitoring

Bei der Etablierung eines bundesweiten Wildtiermonitoring stellt sich neben der Anwendung von standardisierten Erfassungsmethoden (PEGEL 1986, 1987) die Problematik einer hinreichenden Erfassungsgenauigkeit. Die bestehenden Systeme wie „flächendeckende Befragung der Jäger mit Verifikation (WTE)“ und die auf Stichprobenzählungen basierenden „Referenzgebiete“ müßten vorab auf ihre Aussagefähigkeit kritisch überprüft werden. Einige wenige Referenzgebiete können die Repräsentativität der erhobenen Daten aufgrund der

großen lokalen Streuung der Niederwildsdichten (STRAUSS 2000) nicht gewährleisten, obwohl die in diesen Gebieten erhobenen Daten sicherlich sehr exakte Zählergebnisse liefern. Im Gegensatz dazu steht die Zuverlässigkeit der auf den Einschätzungen basierenden Daten eines flächendeckenden Systems.

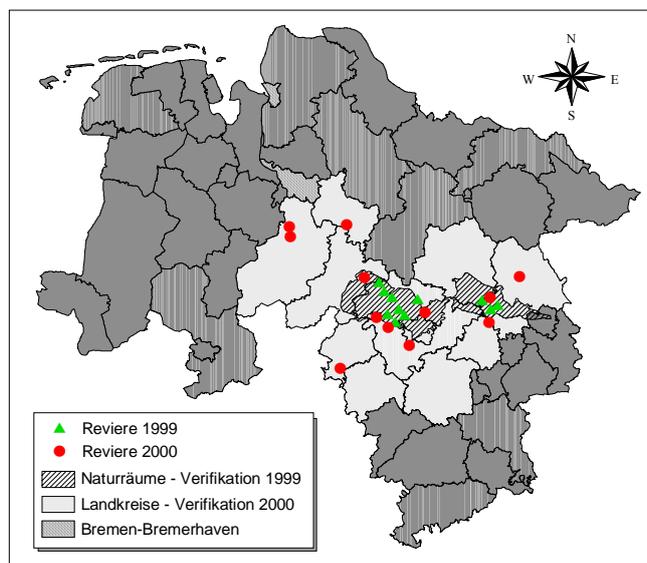
Es ist verständlich, daß nicht in jedem Jagdrevier eine präzise Bestandserhebung des Niederwildes mit wissenschaftlichen Methoden durchgeführt werden kann. Daher wird exemplarisch für das Rebhuhn folgende Fragestellung untersucht:

- In einer statistischen Analyse wird der Stichprobenumfang ermittelt, der bei einer vorgegebenen Genauigkeit zur Beschreibung des Brutpaarbestandes an Rebhühnern in Niedersachsen notwendig ist, sofern keine Vorinformationen zur Populationsdichte vorliegen. Die Zielgröße ist dabei die Anzahl der Jagdreviere pro Landkreis bzw. Naturregion in denen der Rebhuhnbestand erfaßt werden muß.

### 3 Methodik

#### 3.1 Untersuchungsgebiete

Die insgesamt 23 Verifikationsreviere der Jahre 1999 ( $n = 11$ ) und 2000 ( $n = 12$ ) wurden aus den WTE-Revierdatenbanken der Jahre 1998 bzw. 1999 größtenteils ( $n = 20$ ) mittels eines computergestützten Zufallszahlengenerators (MS<sup>®</sup> EXCEL) herausgelost, wobei alle in Frage kommenden Reviere bestimmte Restriktionen erfüllen mußten. Aus organisatorischen Gründen beschränkte sich die Auswahl im Jahr 1999 auf die beiden Naturräume *Hannoversche Moorgeest* und *Obere Allerniederung*, im Jahr 2000 auf die Landkreise Diepholz, Nienburg, Verden, Schaumburg, Hannover, Hameln-Pyrmont, Hildesheim, Peine, Gifhorn, Celle und die kreisfreie Stadt Hannover (Abb. 1). Bedingt durch den natürlichen Lebensraum von Rebhühnern sowie einer relativ kurzen Zeitspanne bei der Durchführung einer Zählung durfte das Revier höchstens zur Hälfte bewaldet sein und eine bejagbare Fläche von 7,5 km<sup>2</sup> nicht übersteigen. Des weiteren wurden nur Reviere ausgewählt, die bei der WTE im jeweiligen Vorjahr mindestens ein Brutpaar gemeldet hatten.



**Abb. 1:** Geographische Lage der 1999 ( $n = 11$ ) und 2000 ( $n = 12$ ) untersuchten Jagdbezirke in Niedersachsen. Die nicht in die Verifikationsauswahl gezogenen Landkreise bzw. Naturräume sind grau unterlegt.

#### 3.2 Erfassung der Rebhühner

Im Rahmen der WTE geben die Revierinhaber den Rebhuhnbestand ihrer Jagdbezirke als Anzahl Brutpaare im Frühjahr an. Durch Mitarbeiter des IWFO wurde eine Kombination der standardisierten aber recht personal- und zeitaufwendigen Methode nach PEGEL (1986) mit der

bekanntes „Punkt-Stopp-Zählung“ und „Linientaxierung“ (BIBBY et al. 1995) erprobt, die es erlaubt in einem vertretbaren Zeitaufwand eine ausreichende Genauigkeit zu erlangen.

Das Prinzip der Methode beruht auf der Erfassung der rufenden Rebhähne, die nach Auflösung der Wintervölker und Verpaarung im zeitigen Frühjahr ihr künftiges Brutterritorium akustisch gegenüber anderen Artgenossen abgrenzen. Aus der Summe der einzelnen Ruforte und der Sichtbeobachtungen werden Rückschlüsse auf die Anzahl der vorhandenen Brutpaare gezogen. Die Revierinhaber wurden im Vorfeld der Zählungen mündlich zum Brutpaarbesatz ihres Reviers befragt, da die Fragebögen der WTE zum Zeitpunkt der Zählungen im April größtenteils noch nicht zurückgesandt wurden.

### **3.2.1 Zeitraum und Tageszeitpunkt der Zählungen**

Für die vergleichende Interpretation der Ergebnisse ist der Zählzeitraum sowie die genaue Tageszeit, zu der Rebhähne rufen, von entscheidender Bedeutung.

Aufgrund verschiedener Faktoren wie z.B. Mortalität (Prädation und Witterungseinflüsse) und winterliche Dispersion unterliegt die Größe einer Rebhuhnpopulation in der Zeit von Januar bis April größeren Schwankungen, so daß sich die endgültige Zahl an Rebhuhnpaaren, die potentiell zur Brut schreiten, erst drei bis vier Wochen vor der Eiablage einstellt (DÖRING & HELFRICH 1986, ROESE-DAVID mündl. Mitt. 1999). Die Zählungen erfolgten daher zwischen Mitte März und Ende April.

Zu dieser Jahreszeit ist die Rufaktivität der Rebhähne in der Regel auf eine relativ kurze Zeitspanne von durchschnittlich 21 Minuten während der morgens- und abendlichen Dämmerung (DWENGER 1991) beschränkt. Um die Verhörmethode in ihrem zeitlichen Ablauf zu optimieren, wurden 1999 in drei Revieren des Landkreises Hannover Voruntersuchungen in der Zeit vom 1. bis 5. April durchgeführt. Dazu protokollierten zwei bis drei Personen, die an festen Punkten im Revier postiert wurden, den Beginn, die Anzahl aller Rebhuhnrufe und die maximale Dauer des Rufens. Bei jedem Termin wurde zwei Stunden lang verhört; morgens von 5.00 bis 7.00 Uhr und abends von 19.00 bis 21.00 Uhr. Anhand der Ergebnisse dieser Voruntersuchungen wurde der Beginn für die späteren Zählungen auf eine Viertelstunde nach Sonnenuntergang festgelegt und mit Abklingen der Rufphase etwa eine Stunde nach Sonnenuntergang in der völligen Dunkelheit beendet.

### **3.2.2 Einteilung der Reviere**

Anhand einer topographischen Karte (Maßstab 1:25000) wurden in dem zu untersuchenden Jagdbezirk 1300-1500 m lange Transekte (Verhörstrecken) festgelegt, die sich im wesentlichen am vorhandenen Wegenetz orientierten und durch jeweils eine Zählperson betreut wurden. Geschlossene Waldbereiche wurden nicht in die Transektplanung einbezogen. Bei einer angenommenen Hörweite von etwa 200 m zu beiden Seiten jedes Transekts wurde ein entsprechender Abstand zwischen benachbarten Strecken berücksichtigt. Daraus folgt eine

rechnerische Erfassungsfläche von 0,52-0,60 km<sup>2</sup> pro Transekt. Aus der Division dieser Fläche durch die Feld- und Ödlandfläche des Reviers, dem bevorzugten Lebensraum von Rebhühnern, ergibt sich die ungefähre Gesamtzahl der Transekte bzw. Zählpersonen für jeden Jagdbezirk (Abb. 2).

$$GT = \frac{FÖD}{(2 \times Hw \times Tl)}$$

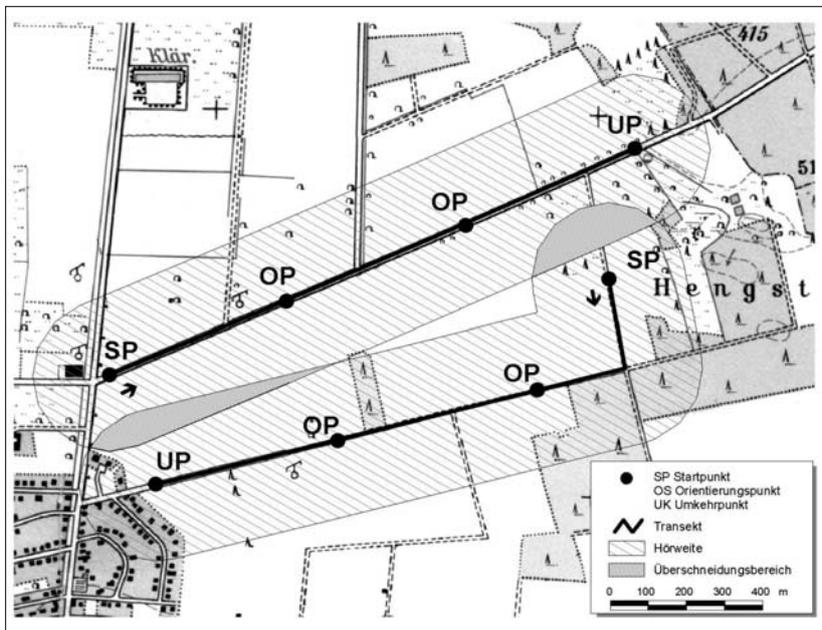
**Abb. 2:** Formel zur Berechnung der notwendigen Anzahl Transekte bzw. Zählpersonen zur Erfassung des Rebhuhnbestandes eines bestimmten Gebietes. (GT = Gesamtzahl benötigter Transekte bzw. Zählpersonen, Tl = Transektlänge [m], Hw = Hörweite [m], FÖD = Feld- und Ödlandfläche [m<sup>2</sup>])

Jeder Transekt enthält neben dem Startpunkt (SP), der zugleich auch Endpunkt ist, in gleichen Abständen zwei Orientierungspunkte (OP) und einen Umkehrpunkt (UP). Bei der obligatorischen Wiederholungszählung in jedem Revier wurde der Start- und Umkehrpunkt jedes Transekts getauscht. Je nach den örtlichen Gegebenheiten werden zur Erfassung des Rebhuhnbesatzes in einem 10 km<sup>2</sup> großen Gebiet etwa 16-18 Personen benötigt.

### 3.2.3 Ablauf des Verhörens

Vor Beginn jeder Zählung wurden die Uhren aller beteiligten Zählpersonen synchronisiert, zum einen, um eventuelle Doppelzählungen von gleichzeitig verhörten Rebhähnen auszuschließen, und zum anderen, um eine Simultaneität bei der Durchführung zu gewährleisten.

Alle in einem Jagdbezirk nach 3.2.2 definierten Transekte wurden von einer Zählmannschaft zeitgleich von den Startpunkten ausgehend begangen. An den Orientierungs- und Umkehrpunkten wurden kurze, höchstens zwei Minuten lange Pausen eingelegt, um eine Störung der Rebhühner beim Abgehen der Transekte zu minimieren und um eine bessere Orientierung im Gelände zu erlangen (Abb. 3). Die Gesamtzeit zum Abgehen der einzelnen Transekte betrug je nach Länge der Rufphase 45 bis 60 Minuten. Dabei protokollierten die Zählpersonen jeweils mit genauer Uhrzeit und fortlaufender Nummer alle Rufe und Sichtbeobachtungen, die ungefähre Anzahl der Rufe und im Falle des Auffliegens von Rebhühnern auch deren Flugrichtung und Landeplatz in eine mitgeführte Karte (Anhang: Abb. 13). Nach dem Abklingen der Rufphase wurden die Ergebnisse aller Zählpersonen gemeinsam besprochen und nach Ausschluß von Doppelzählungen durch Summierung der Einzeleruforte bzw. Sichtbeobachtungen Rückschlüsse auf die Brutpaarzahl gezogen. Jeder Jagdbezirk konnte aus zeitlichen Gründen nur zweimal gezählt werden. Lediglich in zwei Revieren mußte aufgrund der schlechten Wetterbedingungen eine dritte Zählung angesetzt werden (Anhang: Tab. 12).



**Abb. 3:** Beispiel von zwei benachbarten Transekten, die entgegen-gesetzt abgeschritten werden. Die angenommene Hörweite von 200 m ist schraffiert. Der dunkelgraue Bereich stellt überlappende Erfassungsfächen dar. An den Orientierung- und Umkehrpunkten (OP bzw. UP) werden kurze Pausen eingelegt, die der Orientierung im

Gelände dienen.

### 3.2.4 Variationsbreite der Zählergebnisse

In einigen Fällen konnten die einzelnen Ruforte nicht exakt festgestellt werden, so daß die Brutpaaranzahl für jedes Revier sowohl als Minimum (MIN), dem alle zweifelsfreien Protokollierungen zugeordnet wurden, als auch als Maximum (MAX) angegeben wird, das zusätzlich alle nicht eindeutigen Beobachtungen enthält. Die Differenz zwischen MAX und MIN ergibt die „Variationsbreite“ der Zählungen.

Darüber hinaus konnten in Einzelfällen Rebhähne oder Paare nur während einer der beiden Zählungen in Revierteilen protokolliert werden, die z.B. durch Waldbereiche isoliert von den restlichen Rebhuhnbeobachtungen lagen. Es ist anzunehmen, daß diese isolierten Rebhähne beim anderen Zähltermin zwar präsent waren, aber aus unbekanntem Gründen nicht riefen. Da es unwahrscheinlich ist, daß selbst unverpaarte Rebhähne zu dieser Jahreszeit über eine größere Distanz wandern, wurden Rebhühner als „zusätzliches Brutpaar“ eingestuft, wenn sie mehr als 1 km von den anderen Beobachtungen im jeweiligen Revier registriert wurden. Diese sind in den Tabellen des Anhangs mit einem Pluszeichen gekennzeichnet.

### 3.3 Statistische Analysen

Als Datengrundlage für die weiterführenden statistischen Berechnungen wird die für jedes Revier ermittelte absolute Zahl an Brutpaaren in einen relativen Wert, d.h. auf 1 km<sup>2</sup> Feld- und Ödlandfläche umgerechnet und mit dem Terminus „Abundanz“ (ABD) belegt.

Die Analyse wird von der Idee geleitet, daß die stichprobenbasierten Zählungen (gezählten Abundanzen ABD<sub>MIN</sub> und ABD<sub>MAX</sub>) mit einer standardisierten Methode genauere Ergebnisse liefern als die Einschätzungen durch die Jäger (ABD<sub>SCHÄTZ</sub>). Daher wird im Folgenden die gezählte Abundanz als „Zielgröße“ oder „wahrer Rebhuhnbestand“ definiert.

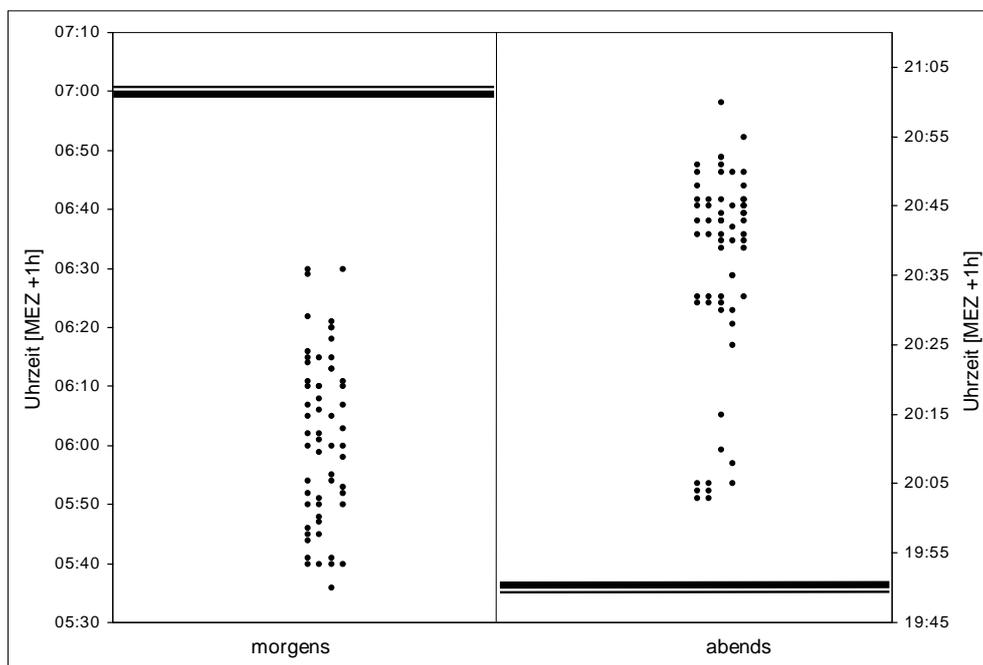
Vor den Berechnungen zur Verifikation wird mit einer Korrelation geprüft, ob ein statistischer Zusammenhang zwischen den Zählergebnissen, Einschätzungen und wichtigen revierbezogenen Flächendaten wie der Reviergröße, jagdlichen Nutzfläche oder Feld- und Ödlandfläche besteht. In der Regel geben Korrelationen nur Auskunft über einen formalen Zusammenhang, da die große Streuung der erhobenen Daten einen Zusammenhang vortäuschen kann, der real gar nicht existiert. Aus diesem Grund wird im Rahmen einer Regressionsanalyse ein statistisches Modell erarbeitet, mit dem die gezählte Abundanz (= wahrer Rebhuhnbestand) aus der von den Jägern geschätzten Abundanz und dem Flächenparameter „Feld- und Ödlandfläche“ berechnet werden kann. Dabei werden die Relationen auch auf systematische Verzerrungen wie z.B. Unter- bzw. Überschätzungen kontrolliert.

Da die Zählungen lediglich in 23 von etwa 9100 niedersächsischen Jagdrevieren durchgeführt wurden, wird mit Hilfe von Signifikanztests überprüft, ob die Resultate zufällig zustande gekommen sind oder eine generelle Gültigkeit besitzen. Die Testgrenzen liegen im Rahmen üblicher statistischer Irrtums- und Sicherheitswahrscheinlichkeiten.

## 4 Ergebnisse

### 4.1 Voruntersuchungen

Bei neun durchgeführten Probezählungen mit 21 „Verhörstunden“ konnten insgesamt in den Revieren Garbsen-Meyenfeld und Wulfelade morgens 59 und abends 62 Rebhähne protokolliert werden. Es ergaben sich dabei kein Unterschied zwischen der tageszeitlichen Rufzeitspanne, die in Abbildung 4 im Vergleich graphisch dargestellt ist. Aus der Verteilung läßt sich erkennen, daß die Zeitspanne, in der die Rebhähne riefen, nur auf eine knappe Stunde begrenzt ist. Die morgendliche Rufzeit erstreckt sich von etwa eineinhalb Stunden bis eine halbe Stunde vor Sonnenaufgang. Abends begannen die Rebhähne 10 bis 15 Minuten nach Sonnenuntergang bis zum Zeitpunkt der völligen Dunkelheit zu rufen. Möglicherweise rufen Rebhähne am Morgen kontinuierlich während der gesamten Rufphase, wohingegen abends scheinbar eine kurze Pause, etwa 20 Minuten nach Sonnenuntergang, eingelegt wird. Obwohl diese Vermutung aufgrund der geringen Datengrundlage nicht statistisch abgesichert werden konnte, wurden die Zählungen aus zeitlich organisatorischen Gründen am Abend durchgeführt. Einen Unterschied in der Rufaktivität der einzelnen Rebhähne zwischen morgens und abends wurde im Rahmen dieser Untersuchung nicht überprüft.



**Abb. 4:** Rufzeiten (●) von Rebhähnen aus den Jagdbezirken Garbsen-Meyenfeld und Wulfelade jeweils in der morgen- und abendlichen Dämmerungszeit vom 1. April bis 5. April 1999. Die schwarze Doppellinie entspricht der Zeit des Sonnenauf- bzw. Sonnenuntergangs. (Sonnenauf- und -untergangszeiten aus: <http://www.donnerwetter.de>)

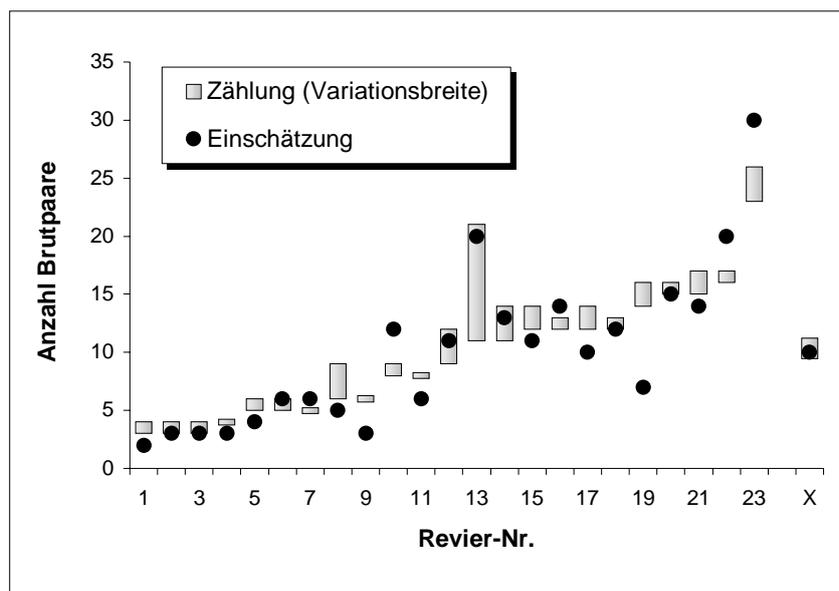
## 4.2 Zählungen

In allen 23 Verifikationsrevieren wurden Rebhühner durch die beschriebene Erfassungsmethode bestätigt. Insgesamt wurde mit 48 Zählungen ein Minimum von 218 und ein Maximum von 258 Brutpaaren festgestellt. Die Zahl von 230 durch die Revierinhaber eingeschätzten Rebhuhnpaare liegt nur um zwölf Brutpaare höher als das Minimum und fast inmitten der festgestellten Variationsbreite (Tab. 1).

**Tab. 1:** Übersicht der absoluten Zählergebnisse, zusammengefaßt für jedes Untersuchungsjahr ( $\Sigma_{\text{MIN}}$ ,  $\Sigma_{\text{MAX}}$  und  $\Sigma_{\text{SCHÄTZ}}$  = Summe der absoluten Brutpaare der gezählten Minima bzw. Maxima und der Einschätzungen).

Jahr	Zeitraum	n Zählungen	n Reviere	$\Sigma_{\text{MIN}}$	$\Sigma_{\text{MAX}}$	$\Sigma_{\text{SCHÄTZ}}$
1999	06.04.-07.05.	23	11	104	130	123
2000	30.03.-28.04.	25	12	114	128	107
		<b>48</b>	<b>23</b>	<b>218</b>	<b>258</b>	<b>230</b>

Auch die graphische Darstellung belegt eine starke Relation zwischen Zählungen und Schätzwerten. Aus Abbildung 5 ist ersichtlich, daß die Schätzwerte generell nur wenig um die gezählte Variationsbreite (MIN bis MAX) pro Revier streuen, wobei zehn Reviere unterhalb, acht inmitten und fünf oberhalb dieser liegen. Bei den Revieren 9, 19 und 23 treten größere Abweichungen von bis zu fünf Brutpaaren auf. Eine Ausnahme bildet das Revier 13, das durch die methodisch bedingte hohe Variationsbreite von neun Brutpaaren auffällt.



**Abb. 5:** Ergebnisse der WTE-Verifikation beim Rebhuhn. Die Einschätzung der Revierinhaber streuen nur wenig um die Variationsbreite (graue Säule) der einzelnen Zählergebnisse. Die Mittelwerte der entsprechenden Verifikationsdaten sind als X angegeben.

Die relativen auf 1 km<sup>2</sup> Feld- und Ödlandfläche (FÖD) bezogenen Zählergebnisse und Einschätzungen sind für jedes untersuchte Revier in Tab. 2 zusammengefaßt. Die von den Jägern eingeschätzte Abundanz schwankt von 0,61 bis 5,62 bei einem Mittelwert von 2,38. Die bei den Zählungen festgestellte Abundanz reicht von 0,88 bis 4,87 Brutpaare, die einer mittleren Abundanz von 2,34 bis 2,77 Brutpaaren pro km<sup>2</sup> Feld- und Ödlandfläche (BP/FÖD) entsprechen.

**Tab. 2:** Ergebnisüberblick der 23 Untersuchungsreviere mit Angaben zum Untersuchungsjahr, den errechneten Abundanzen ( $ABD_{MIN}$ ,  $ABD_{MAX}$  = gezählte Brutpaarabundanz als Minima und Maxima,  $ABD_{SCHÄTZ}$  = geschätzte Brutpaarabundanz der Jäger) sowie den relationalen Flächendaten der Jagdbezirke in Hektar (GR = Reviergröße, JNUTZ = jagdliche Nutzfläche, FÖD = Feld- und Ödlandfläche).

Jahr	Nr.	Revier	GR	JNUTZ	FÖD	$ABD_{SCHÄTZ}$	$ABD_{MIN}$	$ABD_{MAX}$
2000	1	Ahe – Kohlenstädt	351	351	340	0,88	0,88	1,18
	3	Stöckse III	311	311	255	1,18	1,18	1,57
	4	Dedensen	350	340	320	0,94	1,20	1,30
	7	GJ Betzhorn	693	690	475	2,32	1,89	2,53
	8	Isernhagen K.B.	843	700	611	1,96	1,96	2,13
	12	Hollwedel II Dimhausen	742	700	648	1,08	2,16	2,47
	13	Devese	275	275	255	1,18	2,30	2,40
	16	Wipshausen Horst	350	250	195	3,08	2,51	2,61
	17	Blumenau – Liethe	680	680	591	2,54	2,54	2,71
	18	Döhlbergen Rieda	520	480	469	2,13	2,56	2,99
	20	Flettmar I	448	448	439	3,19	3,42	3,87
	22	Bassum II Klenkenborstel	690	407	377	5,31	4,24	4,51
1999	2	Heitlingen	440	440	330	0,61	0,91	1,21
	5	Metel	530	490	370	1,62	1,35	1,62
	6	Bevensen	350	330	276	1,45	1,81	2,17
	9	Wulfelade	709	650	550	2,36	2,00	2,55
	10	Meinersen I	720	700	544	3,68	2,02	3,86
	11	Böckelse	481	450	387	3,10	2,07	2,33
	14	Ettenbüttel II	381	366	255	1,96	2,35	3,53
	15	Frielingen	640	500	488	2,25	2,46	2,87
	19	Stelingen	492	300	281	2,14	2,80	2,90
	21	Meyenfeld	500	350	340	4,12	3,53	3,82
	23	Bissendorf	1000	750	534	5,62	4,31	4,87
<b>Durchschnitt<sup>1</sup></b>						<b>2,47</b>	<b>2,34</b>	<b>2,77</b>

Die Zählergebnisse aus dem Untersuchungsjahr 2000 werden in Form von Übersichtskarten im Anhang dieses Berichtes für jeden Jagdbezirk wiedergegeben und enthalten der Übersichtlichkeit halber nur das Minimum an Brutpaaren. Die Ergebniskarten des Jahres 1999 sind in STRAUSS & VOIGT (1999) einzusehen.

<sup>1</sup> Mittelwert errechnet sich aus den Flächen- und Tiersummen bezogen auf 1 km<sup>2</sup>.

### 4.3 Korrelation

Aus den in Tabelle 2 angegebenen Daten läßt sich der lineare Zusammenhang zwischen den jeweils revierbezogenen Informationen ermitteln. Hierzu wird der Maßkorrelationskoeffizient nach Bravais-Pearson  $\rho_{BP}$  zwischen den Parametern Fläche und Abundanz der 23 Reviere berechnet (Tabelle 3).

**Tab. 3:** Korrelationstabelle nach BRAVAIS-PEARSON (GR: absolute Reviergröße, JNutz: Jagdnutzfläche, FÖD: Feld- und Ödlandfläche,  $ABD_{SCHÄTZ}$ : Schätzerte der Jäger zur Brutpaar-Abundanz,  $ABD_{MIN}$  und  $ABD_{MAX}$ : Minimum und Maximum der gezählten Brutpaar-Abundanz;  $N = 23$ ).

	JNutz	FÖD	$ABD_{SCHÄTZ}$	$ABD_{MIN}$	$ABD_{MAX}$
<b>GR</b>	0,90	0,85	0,54	0,43	0,50
<b>JNutz</b>		0,93	0,27	0,13	0,27
<b>FÖD</b>			0,21	0,16	0,25
$ABD_{SCHÄTZ}$				0,86	0,88
$ABD_{MIN}$					0,92

Als Ergebnis der Korrelaionsanalyse können folgende Ergebnisse festgehalten werden:

1. Erwartungsgemäß existiert eine sehr gute lineare Korrelation zwischen den geschätzten Abundanzen der Jäger und den Maxima der durch das IWFO gezählten Abundanzen von  $\rho_{BP} = 0,88$ , bzw.  $\rho_{BP} = 0,86$  für die Minima.
2. Die Korrelationen zwischen den Abundanzen der Schätzungen als auch die der Zählergebnisse mit sämtlichen Flächenparametern sind insgesamt zu gering, als daß sinnvolle Aussagen möglichen wären.

Zwischen den absoluten Brutpaarwerten der Einschätzungen und den Minima bzw. Maxima der Zählungen werden mit Korrelationskoeffizienten von 0,89 bzw. 0,92 noch höhere Übereinstimmungen erreicht als in Tabelle 3 angegeben sind. Für die weiteren Berechnungen werden jedoch die flächenbezogenen relativen Werte (Abundanzen) verwendet, weil die Regressionsmodelle den Parameter Feld- und Ödlandfläche einbeziehen.

## 4.4 Regressionsanalyse

Im Rahmen einer Regressionsanalyse soll ein Modell gefunden werden, mit dem die Abundanz der Rebhuhn-Brutpaare in Abhängigkeit anderer Größen beschrieben werden kann. Explizit wird ein Modell gesucht, mit dem die aus den Zählergebnissen berechnete Abundanz ( $ABD_{MIN}$  und  $ABD_{MAX}$ ), die als wahrer Rebhuhnbestand angenommen wurde (3.3), aus der von den Jägern geschätzten Abundanz und der Feld- und Ödlandfläche berechnet werden kann.

### 4.4.1 Modelle, Parameterschätzwerte und Bestimmtheitsmaß

Die Untersuchung verschiedener Modelle (s. Output für MIN und MAX im Anhang) ergab, daß es am sinnvollsten ist, ein Modell ohne Intercept-Parameter (y-Achsenabschnitt) in Abhängigkeit der geschätzten Abundanz der Jäger ( $ABD_{SCHÄTZ}$ -Variable) und der Feld- und Ödlandfläche ( $FÖD$ -Variable) für die Zählwerte der Reviere zu formulieren. Rein formal haben die linearen Regressionsmodelle dann folgende Gestalt:

$$\text{Modell „MIN 4“: } ABD_{MIN} = f(ABD_{SCHÄTZ}, FÖD) + \text{Fehler} = \beta_{11} \cdot ABD_{SCHÄTZ} + \beta_{21} \cdot FÖD + \varepsilon$$

$$\text{Modell „MAX 4“: } ABD_{MAX} = f(ABD_{SCHÄTZ}, FÖD) + \text{Fehler} = \beta_{12} \cdot ABD_{SCHÄTZ} + \beta_{22} \cdot FÖD + \varepsilon$$

Zusätzliche erklärende Parameter waren nicht signifikant ( $\alpha = 5\%$ ). Insbesondere war erkennbar, daß die drei Flächenparameter ( $FÖD$ ,  $JNutz$  und  $GR$ ) ähnlichen Informationsgehalt besitzen, jedoch der Feld- und Ödlandfläche ( $FÖD$ ) aus statistischer Sicht, d.h. durch den Vergleich der adjustierten multiplen Bestimmtheitsmaße, am besten zur Modellierung geeignet ist. Sicherlich ist dieser Flächenparameter auch inhaltlich besser interpretierbar, denn er beschreibt die Größe des bevorzugten Lebensraumes der Rebhühner, die nur ausnahmsweise in bebautem Gebiet (Ruderalflächen) und an Waldrändern angetroffen werden.

Die Parameterschätzwerte lauten wie folgt:

$$\text{für Modell MIN 4: } \beta_{11} = 0,6695, \beta_{21} = 0,0051$$

$$\text{für Modell MAX 4: } \beta_{12} = 0,7292, \beta_{22} = 0,0022$$

Das adjustierte multiple Bestimmtheitsmaß der Modelle MIN 4 und MAX 4 beträgt  $R^2 = 0,9536$  bzw.  $R^2 = 0,9661$ . Das Bestimmtheitsmaß mißt den Anteil der durch die Regressoren ( $ABD_{SCHÄTZ}$ - und  $FÖD$ -Variable) erklärten Variabilität der Zielvariable (hier die Zählwerte des IWFo:  $ABD_{MIN}$ - und  $ABD_{MAX}$ -Variable). Damit ist der Erklärungsgrad des Modells sehr gut.

Die Adjustierung erfolgt bezüglich der unterschiedlichen Dimensionen der Modelle (1 bis 5 Regressionsparameter). Beachtenswert ist noch, daß ohne die Flächeninformation ( $GR$ ,  $JNutz$  oder  $FÖD$ ) der Intercept-Parameter signifikant ist. Dieser zeigt an, daß eine Unterschätzung der

Abundanzen durch die Jäger gegenüber den gezählten Ergebnissen vorliegt. Diese Verzerrung kann jedoch durch Hinzunahme der Flächeninformation ausgeglichen werden.

#### 4.4.2 Modellvalidierung

Abschließend muß überprüft werden, ob grundlegende Verstöße gegen die Annahmen einer klassischen linearen Regression vorliegen. Dies wird auch als Residuenanalyse bezeichnet. Die Residuen, die als Abweichung des Regressionsmodells von der Realität zu verstehen sind, dürfen nicht systematisch mit den Werten der Kovariablen ( $ABD_{SCHÄTZ}$  und FÖD) variieren und sollten zudem normalverteilt sein.

Aufgrund der Abbildungen 6 bis 8 kann von einer guten Modellanpassung in beiden Fällen ausgegangen werden. Außergewöhnlich ist nur der Ausreißer in Modell MIN 4, der auf das Revier Meinersen I zurückgeführt werden kann. Die starke Abweichung des gezählten Minimums gegenüber der durch die Jäger geschätzten Abundanz, wird auch im Vergleich zum Maximum der Zählungen deutlich (Tab. 2). Ebenso findet sich ein Ausreißer beim Revier Ettenbüttel II. Hier ist der Maximalwert der gezählten Abundanz gegenüber dem entsprechenden Minimum und der Schätzung der Jäger deutlich zu hoch. Die Normalverteilungsannahme für die Residuen der Modelle ist gerechtfertigt, weil die Wertepaare im Scatterplot auf einer Linie liegen und keine systematischen Abweichungen aufweisen (Abb. 8). Dies rechtfertigt nachträglich die Durchführung von Signifikanztests und bestätigt die Gültigkeit der Ergebnisse.

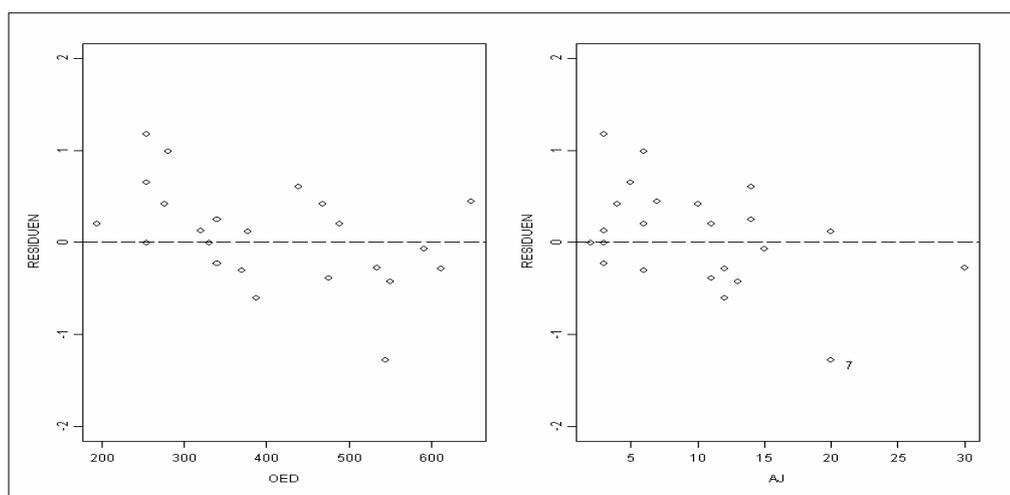


Abb. 6: Residuenplot gegen die Kovariablen bezüglich Modell MIN4.

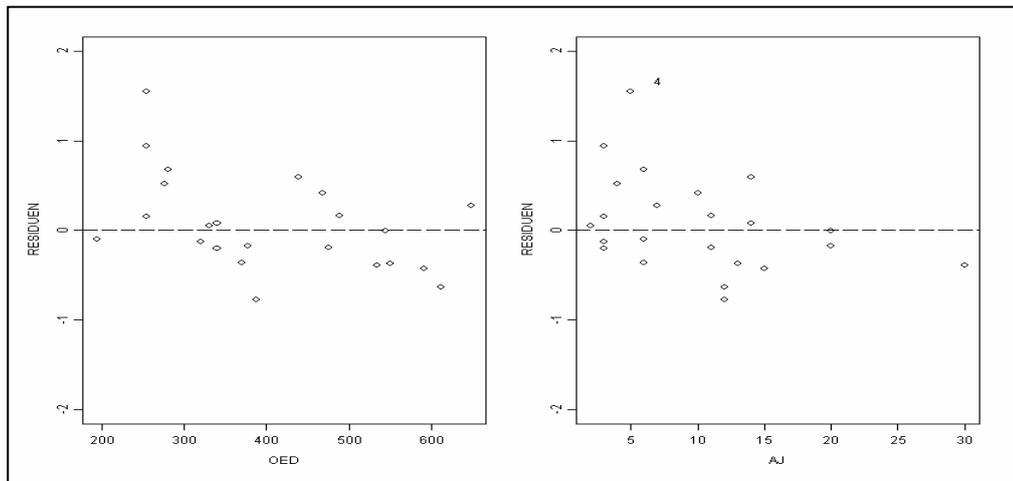


Abb. 7: Residuenplot gegen die Kovariablen bezüglich Modell MAX4.

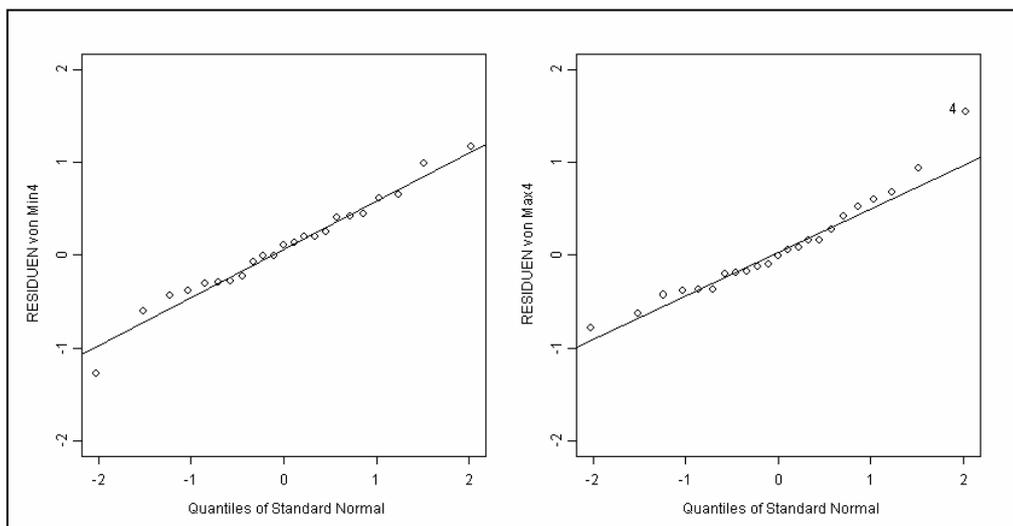


Abb. 8: Normalverteilungsplots für die Modelle MIN4 und MAX4. Beim Modell Max4 fällt das Revier Nr. 4 (Ettenbüttel II) durch seine relativ starke Abweichung auf.

## 4.5 Verifikation der WTE-Daten

Unter dem Begriff Verifikation der Untersuchungsergebnisse wird die Berechnung des Stichprobenumfangs (NSU) bezeichnet, der notwendig ist, damit beispielsweise ein statistischer Hypothesentest zum vorgegebenen Signifikanzniveau von  $\alpha = 0,05$  auch eine gewisse Güte besitzt. Während der Fehler 1. Art oder auch Irrtumswahrscheinlichkeit eines Tests mit  $\alpha$  bezeichnet wird, heißt der Fehler 2. Art üblicherweise  $\beta$ . Die Güte oder auch Power eines Tests ist  $1-\beta$  und bezeichnet die Wahrscheinlichkeit, daß eine richtige Alternativhypothese als solche erkannt wird. Der Standardwert für die Power ist 0,8 oder 80 %, d.h. es wird ein Fehler 2. Art von maximal  $\beta = 0,2$  toleriert. Eine Vergrößerung des Fehlers 2. Art ist nicht wünschenswert, weil dadurch die Güte des Tests verschlechtert wird. Hingegen bedeutet eine Verringerung des Fehlers 2. Art  $\beta$ , daß der NSU ansteigt.

Bei einem statistischen Test wird eine Hypothese und eine Alternativhypothese aufgestellt. Der Fehler 1. Art entsteht, wenn die Testentscheidung aufgrund der Stichprobeninformation zu einer Ablehnung der Hypothese zu Gunsten der Alternativhypothese führt, obwohl die Hypothese richtig ist. Hingegen erfolgt ein Fehler 2. Art, falls die Hypothese angenommen wird, obwohl diese falsch ist.

Im folgenden werden die Stichprobenumfänge berechnet, die notwendig sind, um zu vorgegebenem Fehler 1. Art von  $\alpha = 0,05$  einen Niveau- $\alpha$ -Test mit einer Power von  $1-\beta = 0,8$  durchzuführen. Dabei stehen zwei Untersuchungsziele im Vordergrund:

- Nachweis einer Steigung von 1 (1:1-Beziehung) im linearen Regressionsmodell der gezählten Abundanz bezüglich der aus den Angaben der Jäger und der Größe der Feld- und Ödlandfläche prädiktionierten Abundanz.
- Nachweis einer Untergrenze für die Korrelation zwischen prädiktionierter und gezählter Abundanz.

### 4.5.1 Dimensionsreduktion

In einer vorangegangenen Regressionsanalyse der in Tab. 2 dokumentierten Daten wurden mehrere Modelle untersucht und hinsichtlich des multiplen Bestimmtheitsmaßes selektiert. Die Wahl fiel dabei auf ein Regressionsmodell der gezählten Abundanz ( $ABD_{\text{MIN}}$  bzw.  $ABD_{\text{MAX}}$ ) auf die geschätzte Abundanz ( $ABD_{\text{SCHÄTZ}}$ ) und der Größe der Feld- und Ödlandfläche (FÖD):

$$y_i = \beta_{1i}x_{1i} + \beta_{2i}x_{2i} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, 23$$

wobei  $x_{1i}$  -  $ABD_{\text{SCHÄTZ } i}$ , die Abundanz bzgl. der Schätzwerte der Jäger des  $i$ -ten Reviers,

$x_{2i}$  - FÖD <sub>$i$</sub> , die Größe der Feld- und Ödlandfläche des  $i$ -ten Reviers,

$\varepsilon_i$  - Modell-Residuen

und  $y_i$  - die gezählte Abundanz des  $i$ -ten Reviers (entweder  $ABD_{\text{MIN}}$  oder  $ABD_{\text{MAX}}$ )

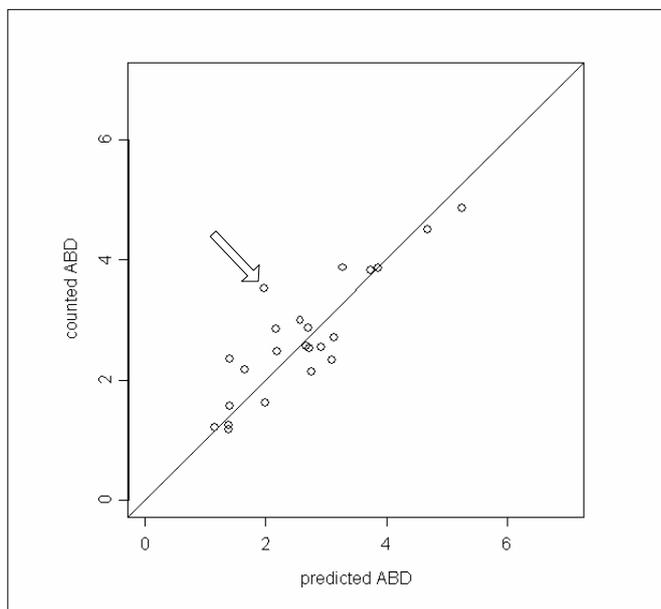
bezeichnen. Die unbekanntes Steigungsparameter  $\beta_1$  und  $\beta_2$  der Regressionen können dann geschätzt werden und erlauben eine Vorhersage der gezählten Abundanz aus beliebigen Werten der unabhängigen Regressoren  $ABD_{SCHÄTZ}$  und  $FÖD$ :

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2.$$

Im Rahmen eines dimensionsreduzierten Modells können nun die aus den beobachteten Werten der  $ABD_{SCHÄTZ_i}$  und  $FÖD_i$  (Regressoren  $x_{1i}$  und  $x_{2i}$ ,  $i = 1, \dots, 23$ ) vorhergesagten Werte ( $\hat{y}_i$ ,  $i = 1, \dots, 23$ ) als eine neue unabhängig erklärende Variable verwendet werden:  $\hat{y}_i = \tilde{x}_i$

daraus folgt: 
$$y_i = \tilde{\beta}_1 \tilde{x}_i + \tilde{\varepsilon}_i, \quad i = 1, \dots, 23$$

Damit können die vorhergesagten den gezählten Abundanzen gegenübergestellt und deren Korrelation berechnet werden. Dieses Modell wird für die Zielvariable  $ABD_{MAX}$  in Abb. 9 veranschaulicht. Der Schätzwert für  $\tilde{\beta}_1$  beträgt 1 und die Residuen sind normalverteilt, obwohl der Wert für das Revier Ettenbüttel II einen Ausreißer darstellt. Aufgrund der 1:1-Beziehung im Modell kann die vorhergesagte Abundanz, die sich aus den Einschätzungen der Jäger und der Feld- und Ödlandfläche ergibt, der maximalen wahren Abundanz gleichgesetzt werden.



**Abb. 9:** Regression der gezählten Abundanz ( $ABD_{MAX}$ ) auf die prädiktierte Abundanz  $\hat{y}$  bzgl. der Schätzwerte der Jäger ( $ABD_{SCHÄTZ}$ ) und der Größe der Feld- und Ödlandfläche ( $FÖD$ ) im dimensionsreduzierten Regressionsmodell. Der Wert des Ausreißerreviers Ettenbüttel II ist gekennzeichnet.

Dieses dimensionsreduzierte Regressionsmodell besitzt denselben Erklärungsgrad für die Zielgröße der gezählten Abundanz, wie das Ausgangsmodell, denn das multiple Bestimmtheitsmaß beträgt  $R^2 = 0,97$  und  $R^2 = 0,95$  für  $y = ABD_{MAX}$  bzw.  $y = ABD_{MIN}$ . Das Modell für  $ABD_{MIN}$  ist von geringerer Güte als das für  $ABD_{MAX}$ , weshalb im folgenden nur

noch das Modell für die Zielvariable  $ABD_{MAX}$  betrachtet wird. Der notwendige Stichprobenumfang zur Verifikation der Ergebnisse hinsichtlich  $ABD_{MIN}$  liegt dann jeweils über dem NSU der für die Zielvariable  $ABD_{MAX}$  berechnet wird.

Im Rahmen dieses dimensionsreduzierten Modells werden nun zwei Verifikationsanalysen durchgeführt. Zum einen wird der NSU berechnet, der notwendig ist, um die Korrelation der gezählten und prädiktionierten Abundanz  $\rho(y, \hat{y})$  nach unten abzusichern. Zum anderen wird der NSU ermittelt, der für eine Überprüfung des Steigungsparameters  $\beta_1$  notwendig ist. Für die Verifikation wird, wenn nicht anders angegeben, ein Signifikanztest zum Niveau  $\alpha = 0,05$  mit einer Power von  $1-\beta = 0,8$  zugrunde gelegt sowie eine Grundgesamtheit unterstellt, die ebenso charakterisiert ist wie die Stichprobe der 23 untersuchten Jagdreviere.

#### 4.5.2 Verifikation der Korrelation

Die Korrelation zwischen den Maximalwerten der gezählten Abundanz und den prädiktionierten Abundanzwerten berechnet sich nach dem Koeffizienten von Bravais-Pearson zu  $\rho(y, \hat{y}) = 0,87$ . Mit einem bei BOCK (1998) vorgestellten Verfahren läßt sich der NSU berechnen, damit ein Signifikanztest zur Überprüfung des Korrelationskoeffizienten die oben genannten Qualitätswerte erfüllt. Der Test untersucht das Hypothesenpaar

$$H_0: \rho \leq \rho_0 \text{ versus } H_1: \rho > \rho_0,$$

wobei  $H_0$  die Hypothese,  $H_1$  die Alternative bezeichnen und  $\rho_0$  eine vorzugebene Unterschranke für die Korrelation ist. Für  $\rho$  wird die empirische Korrelation, hier  $\rho = 0,87$ , eingesetzt. Der Test sichert bei Ablehnung der Hypothese den Wert der Korrelation nach unten ab, diese ist dann signifikant größer dem vorgegebenen Wert von  $\rho_0$ .

Der NSU für diese Prozedur berechnet sich dann nach BOCK (1998, S. 151) gemäß folgender Formel (1):

$$N \approx \frac{(u_{1-\alpha} + u_{1-\beta})^2}{c^2} + 3, \quad (1)$$

wobei  $u_{1-\alpha} = 1,6449$  und  $u_{1-\beta} = 0,8416$  die Quantile der Standardnormalverteilung bezeichnen. Die Konstante  $c$  berechnet sich wie folgt:

$$c = \frac{1}{2} \left( [\ln(1 + \rho) - \ln(1 - \rho)] - [\ln(1 + \rho_0) - \ln(1 - \rho_0)] \right).$$

Das Ergebnis  $N$  muß anschließend noch auf die nächst größere ganze Zahl aufgerundet werden.

Die Ergebnisse sind für verschiedene Korrelationskoeffizienten in Tabelle 4 wiedergegeben. Es kann festgehalten werden, daß der bisherige Stichprobenumfang von 23 Revieren nur zur Absicherung einer Korrelation von  $\rho_0 = 0,65$  ausreicht. Würde der Stichprobenumfang auf 50 Reviere erhöht, könnte eine Korrelation von  $\rho_0 = 0,75$  statistisch abgesichert werden.

**Tab. 4:** Notwendige Stichprobenumfänge  $N$  zur Verifikation gegebener Untergrenzen  $\rho_0$  der Korrelation zwischen prädiktionierter und gezählter Abundanz von Rebhuhn-Brutpaaren mit einem Signifikanztest zum Niveau  $\alpha$  von 5 % und einer Power von 80 %.

$\rho_0$	$N$
<b>0,65</b>	<b>22,6</b>
0,70	31,2
<b>0,75</b>	<b>49,9</b>
0,80	113,0
0,85	980,6

Die Forderung nach einem Fehler 2. Art, der kleiner als  $\beta = 0,2$  ist, leitet sich aus dem in der pharmazeutischen Forschung üblichen Standard ab. Dieser kann jedoch dem zu untersuchenden Sachverhalt entsprechend angepaßt werden. Ein Fehler 2. Art entsteht hier, wenn eine signifikant höhere Korrelation als die festgelegte Untergrenze von  $\rho_0$  vorliegt, diese sich jedoch aufgrund der erhobenen Daten nicht signifikant nachweisen läßt. Eine solche Fehlentscheidung ist hier weniger folgenschwer und daher kann evtl. auch der zulässige Fehler 2. Art nach oben korrigiert werden. Damit stellt sich die Frage nach der Höhe des noch zu akzeptierenden Fehlers 2. Art bei einer Untersuchung von  $N = 23$  bzw.  $N = 50$  Reviere. Eine Antwort darauf gibt Tab. 5. Die Berechnung des Fehlers 2. Art  $\beta$  erfolgt mit der aus der Formel (1) abgeleiteten Formel für das  $u_{1-\beta}$ -Quantil

$$u_{1-\beta} = \sqrt{(N-3) \cdot c^2} - u_{1-\alpha/2},$$

womit anschließend der Wert von  $\beta$  bestimmt werden kann. Der Wert von  $\beta$  muß gemäß der vorgegebenen Power kleiner als 0,2 sein.

**Tab. 5:** Fehler 2. Art bei einem Signifikanztest ( $\alpha = 0,05$ ) hinsichtlich der Mindest-Korrelation zwischen prädiktionierter und gezählter Abundanz von Rebhuhn-Brutpaaren unter der Voraussetzung, daß die empirische Korrelation  $\rho = 0,87$  beträgt. Der Wert von  $\beta$  muß gemäß der vorgegebenen Power kleiner als 0,2 sein.

$\rho_0$	<i>Fehler 2. Art <math>\beta</math></i>	
	$N = 23$	$N = 50$
<b>0,65</b>	<b>0,195</b>	<b>0,014</b>
0,70	0,327	<b>0,059</b>
<b>0,75</b>	0,509	<b>0,199</b>
0,80	0,721	0,508
0,85	0,901	0,864

Aus Tabelle 5 ist ersichtlich, daß bei einem Stichprobenumfang von 23 bzw. 50 beprobten Revieren ein Signifikanztest zum Niveau  $\alpha = 0,05$  und einer Power von  $1 - \beta = 0,8$  geeignet ist, eine Korrelation von  $\rho = 0,65$  bzw.  $\rho = 0,75$  signifikant nachzuweisen, sofern eine empirische Korrelation von  $\rho = 0,87$  vorliegt. Wird der tolerierbare Fehler 2. Art auf  $\beta = 0,33$  erhöht, so kann mit dem bisherigen Stichprobenumfang von 23 noch eine Untergrenze für die Korrelation von  $\rho = 0,70$  verifiziert werden. Zur Verifikation noch höherer Korrelationen ( $\rho = 0,75$  bei  $N = 23$  bzw.  $\rho = 0,80$  bei  $N = 50$ ) müßte jedoch ein Fehler 2. Art von  $\beta = 0,5$  akzeptiert werden, was wenig sinnvoll erscheint.

#### 4.5.3 Verifikation des Steigungsparameters

Zum Vergleich der Abundanzen von Rebhuhn-Brutpaaren (Zählung durch das IWFO und Schätzung durch die Jäger) wurde eine Regression der gezählten Abundanz  $ABD_{MAX}$  auf den prädiktionierten Werten der Abundanz (bzgl. der Regressoren geschätzte Abundanz,  $ABD_{SCHÄTZ}$ , und Größe der Feld- und Ödlandfläche, FÖD) im dimensionsreduzierten Modell durchgeführt. Im Idealfall müßte sich eine Regressionsbeziehung mit  $\beta_0 = 0$  (Intercept) und  $\beta_1 = 1$  (Steigungsparameter) ergeben. Dies ist der Fall beim dimensionsreduzierten Modell: der Intercept-Parameter ist nicht signifikant und das Modell ohne Intercept weist einen Steigungsparameter auf, der mit 1,0 geschätzt wird.

Mit Hilfe eines Signifikanztests ergab sich keine signifikante Abweichung des Steigungsparameters  $\beta_1$  vom Idealwert 1. Allerdings wird dabei nicht die Power des Tests berücksichtigt. Für die Verifikation dieses Ergebnisses, muß ein NSU eingehalten werden, der sich nach BOCK (1998, S. 151) wie folgt berechnet.

Zunächst hat der Signifikanztest die Form:

$$H_0: \beta_1 = \beta \quad \text{versus} \quad H_1: \beta_1 \neq \beta,$$

wobei mit  $H_0$  und  $H_1$  wiederum das Hypothesenpaar bezeichnet wird. Hierbei muß noch die zu erkennende Differenz angegeben werden, d.h. ob  $\beta_1$  von  $\beta$  mehr als 0,05 oder etwa 0,1 abweicht. Diese Differenz wird noch durch die Variabilität im Modell gewichtet und als

$$\lambda = \frac{\beta_1 - \beta}{\sigma_\varepsilon} \cdot \sigma_x$$

bezeichnet; mit  $\sigma_\varepsilon$  der Standardabweichung der Residuen und  $\sigma_x$  der Standardabweichung der Regressorvariablen. Hieraus läßt sich weiter die Größe

$$\rho^* = \frac{\lambda}{\sqrt{\lambda^2 + 1}}$$

berechnen. Damit folgt, daß sich der NSU zur Verifikation des Ergebnisses über den Steigungsparameter mittels eines Signifikanztests zum Niveau  $\alpha = 0,05$  und einer Power von 80 % wie folgt berechnet

$$N \approx \frac{(u_{1-\alpha/2} + u_{1-\beta})^2}{c^2} + 3, \quad (2)$$

mit  $u_{1-\alpha/2} = 1,96$  und  $u_{1-\beta} = 0,8416$  den Quantilen der Standardnormalverteilung und der Konstanten  $c$ , sich wie folgt lautet

$$c = \frac{1}{2} [\ln(1 + \rho^*) - \ln(1 - \rho^*)].$$

Das Ergebnis der Berechnungen ist in Abbildung 10 dargestellt. Daraus ist ersichtlich, daß umso mehr Stichprobenzählungen durchgeführt werden müssen, je weniger der Steigungsparameter von 1 abweichen soll und damit im Rahmen eines Signifikanztests auch erkannt wird. Beispielsweise müßten bei Differenzen  $|1 - \beta_1|$  von 0,1 bzw. 0,05  $N = 200,5$  (d.h. NSU = 201) bzw.  $N = 785,1$  (d.h. NSU = 786) Reviere beprobt werden ( $\alpha = 0,05$ ;  $\beta = 0,2$ ).

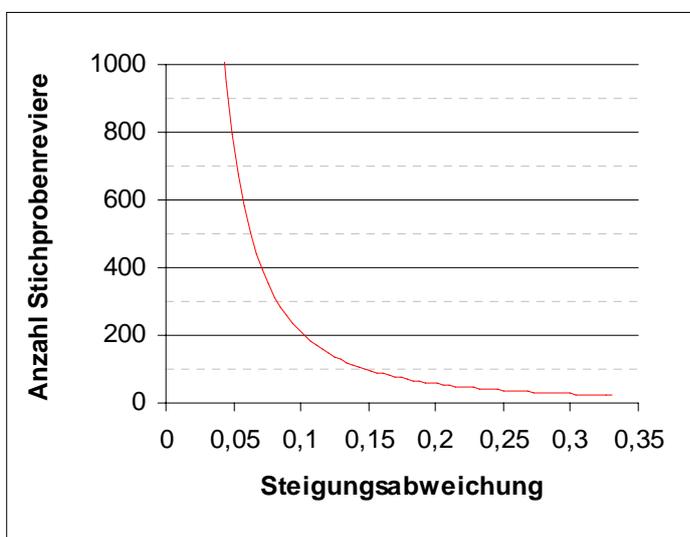


Abb. 10: Änderung der notwendigen Stichprobenumfänge zur Verifikation der WTE-Daten beim Rebhuhn in Abhängigkeit von der Abweichung des Steigungsparameters vom Idelwert 1.

Ebenso läßt sich zu vorgegebenem Signifikanzniveau und Stichprobenumfang von  $N = 23$  bzw.  $N = 50$  Revieren die Power des Tests und damit der Fehler 2. Art berechnen. Hierzu wird zunächst die obige Formel für  $N$  (2) nach dem  $u_{1-\beta}$ -Quantil aufgelöst

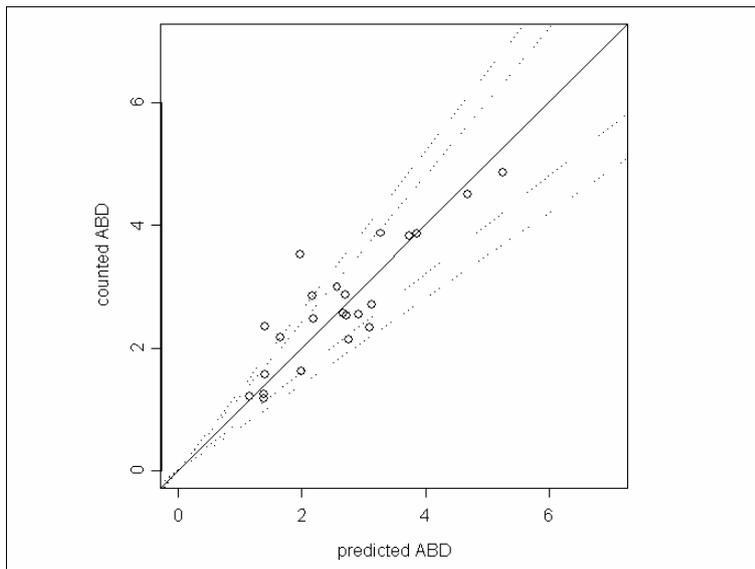
$$u_{1-\beta} = \sqrt{(N-3) \cdot c^2} - u_{1-\alpha/2}$$

und anschließend der Wert von  $\beta$  bestimmt. Der in Tabelle 6 dargestellten Ergebnisse ist zu entnehmen, daß der bisherige Stichprobenumfang von 23 Revieren nur ausreicht, um bei Standardwerten ( $\alpha = 0,05$ ;  $\beta = 0,2$ ) eine Abweichung des Steigungsparameters vom Idealwert  $|1-\beta_1|$  von maximal 0,33 Einheiten zu verifizieren, d.h. die Regressionsgerade schwankt zwischen einer Steigung von 0,67 und 1,33.

**Tab. 6:** Berechnungen des Fehlers 2. Art  $\beta$  für einen Signifikanztest zum Niveau  $\alpha = 0,05$  für den Nachweis, daß der Steigungsparameter einer Regressionsgeraden durch den Ursprung nicht stärker als  $|1-\beta_1|$  vom Idealwert 1 abweicht.

$ 1-\beta_1 $	<i>Fehler 2. Art <math>\beta</math></i>	
	<i>N=23</i>	<i>N=50</i>
$\leq 0,05$	0,953	0,899
$\leq 0,10$	0,875	0,723
$\leq 0,20$	0,583	0,235
$\leq \mathbf{0,21}$	0,551	<b>0,198</b>
$\leq 0,30$	0,277	<b>0,025</b>
$\leq \mathbf{0,33}$	<b>0,196</b>	<b>0,009</b>

Würde der Stichprobenumfang auf 50 Probereviere erhöht, könnte eine maximale Abweichung von  $|1-\beta_1| \leq 0,21$  verifiziert werden. Bei einer Erhöhung des tolerierbaren Fehlers 2. Art von  $\beta = 0,2$  auf  $\beta = 0,3$  lassen sich kleinere Differenzen zwischen dem Wert des Steigungsparameters  $1-\beta$  und seinem Idealwert als 0,33 ( $N = 23$ ) bzw. 0,21 ( $N = 50$ ) verifizieren. Kleinere Differenzen, d.h. mehr statistische Sicherheit, erfordern jedoch wesentlich höhere Stichprobenumfänge, wenn nicht der Fehler 2. Art auf Werte von über 50 % ansteigen soll. Zur Veranschaulichung ist in Abbildung 11 nochmals die Regression der gezählten auf die prädiktionierte Abundanz dargestellt. Als Ergänzung sind die vom Idealwert 1 nach oben und unten abweichenden Regressionsgeraden mit einer Steigung  $\beta_1$  von 0,7 und 1,3 sowie 0,8 und 1,2 eingezeichnet.



**Abb. 11:** Regression der gezählten Abundanz auf die prädiktorierte Abundanz im dimensionsreduzierten Regressionsmodell mit Hilfslinien für Regressionsgeraden mit Steigungen von 0,7, 0,8, 1,2 und 1,3.

## 4.6 Stichprobenanalyse - Wildtiermonitoring

Oftmals besteht das Ziel einer Untersuchung darin, den mittleren Wert  $\mu$  einer interessierenden Größe (hier Abundanz von Rebhuhn-Brutpaaren in Niedersachsen) aufgrund von Stichprobeninformation  $x_1, \dots, x_n$  zu schätzen. Der aufgrund der Stichprobeninformation ermittelte Schätzwert bzw. das arithmetische Mittel  $\bar{x}_n$  wird aber im allgemeinen nicht mit dem wahren, unbekanntem Wert in der Grundgesamtheit (z.B. die brütende Rebhuhnpopulation in Niedersachsen) übereinstimmen. Es ist jedoch klar, daß mit zunehmendem Stichprobenumfang der Schätzwert aus der Stichprobe  $\bar{x}_n$  immer genauer wird, d.h. die Abweichung des Schätzwertes vom wahren Wert wird geringer. Es fragt sich nun, wie groß der Stichprobenumfang mindestens sein muß oder wieviele Reviere gezählt werden müssen, um in bestimmten Situationen den Mittelwert der Grundgesamtheit  $\mu$  mit vorgegebener Genauigkeit schätzen zu können.

Dabei sind zwei Dinge zu beachten:

1. Die Ergebnisse aus Zufallsstichproben sind ebenfalls zufällig, so daß die vorgegebene Genauigkeit nur generell, aber nicht in jedem Einzelfall eingehalten wird.
2. Die Genauigkeit des Schätzwertes kann eine absolute oder relative Genauigkeit sein. Die Differenz  $d = |\mu - \bar{x}_n|$  ist die absolute Genauigkeit und die relative Genauigkeit ist die auf die Größe des Mittelwerts bezogene Differenz  $r = |\mu - \bar{x}_n| / \mu$ .

Die Genauigkeit muß eigentlich als Ungenauigkeit interpretiert werden. Sie quantifiziert die Länge eines Konfidenzintervalls für den interessierenden Parameter, in diesem Fall der tatsächliche Mittelwert an Rebhuhnbrutpaaren in Niedersachsen. Je kleiner der Wert von  $r$  ist, desto höher ist die Genauigkeit.

Die Formel für den notwendigen Stichprobenumfang (NSU) einer einfachen Zufallsstichprobe für die Schätzung des Mittelwertes  $\mu$  per arithmetischem Mittel  $\bar{x}_n$  wird bei THOMPSON (1992) hergeleitet. Dabei ist zu unterscheiden, ob die Zielgröße  $\mu$  mit absoluter oder relativer Genauigkeit geschätzt werden soll. Dieses resultiert in verschiedenen Berechnungsformeln für die NSU's und wird nachfolgend nur für die relative Genauigkeit angegeben:

$$NSU = \frac{1}{\left( \frac{r^2 \mu^2}{z^2 \cdot \sigma^2} + \frac{1}{N} \right)}$$

- mit  $r$  - die relative Genauigkeit (6Abweichung in Prozent)  
 $z$  - das  $(1 - \alpha/2)$ -Quantil der Standardnormalverteilung  
 (i.d.R. gilt  $\alpha = 0,05$  und damit  $z = 1,96$ )  
 $N$  - Anzahl aller Reviere in Niedersachsen (Grundgesamtheit)  
 $\mu$  - den Erwartungswert der Grundgesamtheit (Rebhuhn-Brutpaare in Niedersachsen)  
 $\sigma^2$  - die Varianz der Grundgesamtheit (bzgl. Brutpaare)

Die wichtigsten Schritte dabei sind:

- Die Varianz der Grundgesamtheit  $\sigma^2$  ist oftmals unbekannt und muß geschätzt werden.
- Die Grundgesamtheit ist durch die Parameter  $\mu$  und  $\sigma^2$  charakterisiert.
- Gute Schätzer für diese Parameter sind i.d.R..  $\hat{\mu} = \bar{x}_\bullet$  und  $\hat{\sigma}^2 = s^2$ .
- Der Erwartungswert und die Varianz von  $\hat{\mu} = \bar{x}_\bullet$  sind durch  $\mu$  und  $\sigma^2/n$  gegeben, wobei  $n$  den Stichprobenumfang bezeichnet

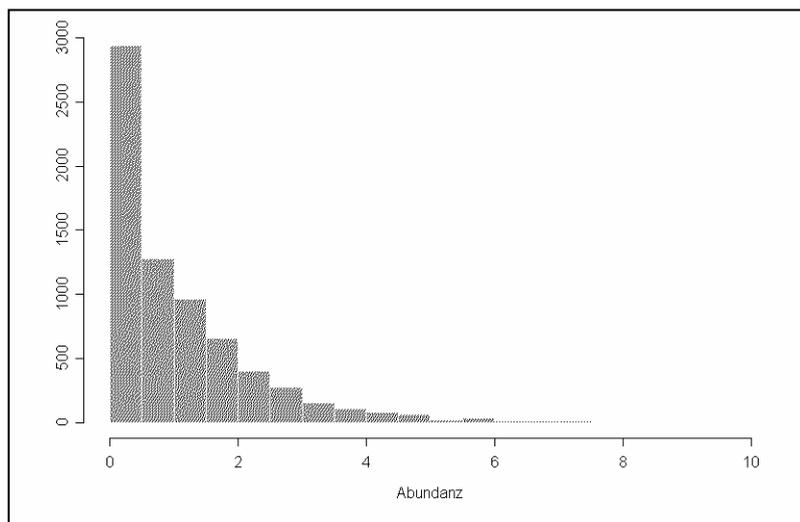
In Niedersachsen gibt es ca.  $N = 9114$  Jagdreviere. An der Wildtiererfassung 1999 haben 7367 Revierinhaber teilgenommen. Davon werden jedoch in der folgenden Auswertung nur die Daten von 7056 Revieren verwendet, weil die Zielgröße, d.h. die Abundanz als Anzahl der Brutpaare pro  $\text{km}^2$  Feld- und Ödlandfläche definiert ist. Die Angaben zur Fläche fehlen bei einigen Revieren oder es handelt sich um reine Waldreviere, so daß eine plausible Abundanz nicht berechnet werden kann.

Zunächst wird die Verteilung der Abundanz in Niedersachsen mit deskriptiven Mitteln untersucht. Diese Untersuchung wird von der These geleitet, daß die Anzahl der Brutpaare je Revier einer Poissonverteilung folgt. Die Poissonverteilung ist ein vielfach bewährtes statistisches Modell, wenn die Anzahl von Tieren pro Fläche gezählt wird. Hingegen sind die Abundanzen der Reviere exponentialverteilt. Dies ist ein ebenfalls bewährtes Modell in der angewandten Statistik. Das Modell setzt jedoch voraus, daß die Flächen gleich groß sind. Dies ist hier nicht der Fall. Einige Reviere sind um den Faktor 100 größer als die anderen. Zudem wird vorausgesetzt, daß die Zählergebnisse der einzelnen Reviere voneinander unabhängig sind. Diese Annahme wird ebenfalls verletzt, weil die Anzahl der Rebhuhn-Brutpaare von verschiedenen Umweltfaktoren beeinflusst wird und diese revierübergreifend vorhanden sein werden, d.h. die Daten sind räumlich korreliert. Demzufolge variieren die Abundanzen der einzelnen Reviere von 0 bis  $\approx 133$ , wobei mindestens ein Viertel aller Reviere eine Abundanz von 0 aufweist, d.h. dort wurden keine Rebhühner gesichtet. Die Hälfte aller Reviere hat eine Abundanz von weniger als 0,74 Brutpaare pro  $\text{km}^2$  Feld- und Ödlandfläche und 75 % aller Reviere weisen maximal 1,6 Brutpaare pro  $\text{km}^2$  Feld- und Ödlandfläche auf (Tab. 7).

**Tab. 7:** „Five summary points“ zur Beschreibung der Abundanzverteilung in Niedersachsen 1999 für alle WTE-Daten sowie für die Ausreißer bereinigten.

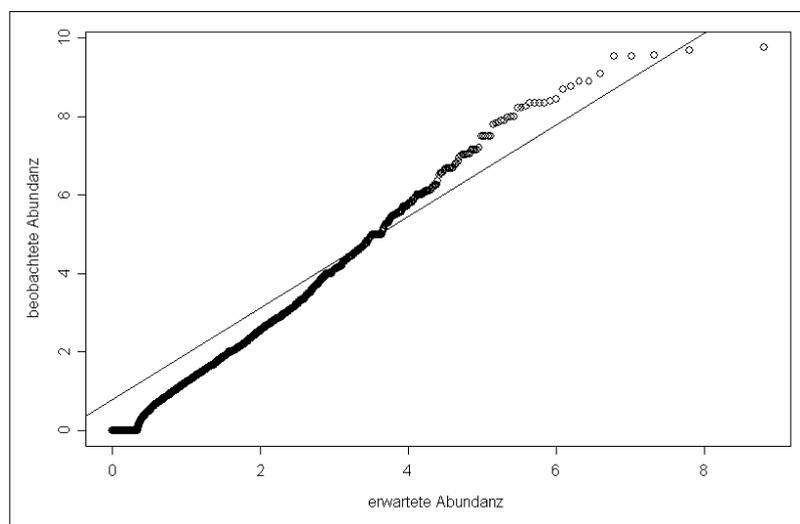
	Abundanz (alle WTE-Daten)	Abundanz (Ausreißer bereinigt)
Anzahl Reviere	7367	7056
Minimum	0	0
unteres Quartil	0	0
Median	0,74	0,74
oberes Quartil	1,6	1,57
Maximum	133,3	9,75

Eine nähere Untersuchung ergab, daß nur sehr wenige Reviere eine Abundanz von 10 überschreiten. Diese höheren Werte müssen daher als Ausreißer bzw. als Artefakte gedeutet werden, woran vor allem sehr kleine Reviere beteiligt sind. Daher wird im folgenden nur noch die Verteilung der Reviere untersucht, deren Abundanz unter 10 Brutpaaren pro km<sup>2</sup> Feld- und Ödlandfläche liegt. Die Abundanzverteilung der durch die Bereinigung übrig gebliebenen 7056 Reviere veranschaulicht Abbildung 12.



**Abb. 12:** Histogramm der Ausreißer bereinigten Abundanzen .

Die Form des Histogramms läßt auf eine Exponential-Verteilung schließen. Durch einen QQ-Plot wird dieser Sachverhalt genauer untersucht. Hierzu werden die der Größe nach geordneten Abundanzwerte gegen entsprechende theoretisch zu erwartende Werte aufgetragen. Liegen die Werte auf einer Diagonalen, spricht dies für die Exponentialverteilungsannahme. Wie aus Abbildung 13 ersichtlich, ist dies hier näherungsweise der Fall.



**Abb. 133:** QQ-Plot der beobachteten und zu erwartenden Abundanzen gemäß dem Exponential-Modell.

Die s-förmigen Abweichungen werden dabei als künstliche Effekt gewertet, die auf stärkere "Tails" der empirischen Verteilung hinweisen. Zum einen gibt es überproportional viele Reviere mit einer Abundanz von 0, zum anderen gibt es einige Reviere, die eine extrem hohe Abundanz aufweisen. Zudem addieren sich Effekte der räumlichen Korrelation und der unterschiedlichen Reviergrößen. Die Daten gelten mithin als approximativ exponentialverteilt.

#### 4.6.1 Berechnung des notwendigen Stichprobenumfangs

Die Grundgesamtheit der Brutpaar-Abundanzen wird im folgenden als approximativ exponentialverteilt angesehen. Dies hat folgende Konsequenz für die Schätzung des NSU, der von der Varianz der Grundgesamtheit  $\sigma^2$  abhängt. Die Varianz ist vom Erwartungswert abhängig:

$$X \sim \text{Exp}(\lambda) \quad \Rightarrow \quad E(X) = \mu = 1/\lambda, \quad \text{Var}(X) = \sigma^2 = 1/\lambda^2 = (E(X))^2$$

Für den unbekanntem Verteilungsparameter  $\lambda$  ist der Kehrwert des arithmetischen Mittels ein geeigneter Schätzer  $\hat{\lambda} = 1/\bar{X}_\bullet$ , so daß der Erwartungswert der Abundanz durch das arithmetische Mittel gut geschätzt werden kann (HARTUNG 1986, S. 220), d.h.  $\hat{\mu} = \bar{X}_\bullet$ . Insbesondere wird die Varianz der Grundgesamtheit durch das quadrierte arithmetische Mittel geschätzt, d.h.  $\hat{\sigma}^2 = (\bar{X}_\bullet)^2$ . Zudem gilt, daß es aufgrund der vom Erwartungswert abhängigen Variabilität der Abundanzwerte sinnvoll ist, diese mit einer relativen Genauigkeit anstelle einer absoluten Genauigkeit zu schätzen.

Daher wird im weiteren der NSU somit über folgende Formel geschätzt:

$$NSU = \frac{1}{\left(\frac{r^2 \cdot \mu^2}{z^2 \cdot \sigma^2} + \frac{1}{N}\right)} = \frac{1}{\left(\frac{r^2 \cdot \lambda^{-2}}{z^2 \cdot \lambda^2} + \frac{1}{N}\right)} = \frac{1}{\left(\frac{r^2}{z^2} + \frac{1}{N}\right)}$$

mit  $z = 1,96$ . Weiter bezeichnet  $N$  die Anzahl der Reviere. Für die relative Genauigkeit können dann verschiedene Werte eingesetzt werden. Dazu werden zwei Szenarien durchgerechnet, die auf eine Schätzung der mittleren Abundanz für 7 Naturregionen bzw. 47 Landkreise abzielen.

In die Berechnung des NSU fließt die Anzahl aller Jagdreviere je Region bzw. Landkreis ein. Da in Niedersachsen keine offiziellen Zahlen über die tatsächliche Anzahl an Jagdrevieren bekannt ist, werden diese Angaben von den Jägerschaftsvorsitzenden der jeweiligen Landkreise jährlich abgefragt und stellen einen sehr guten Näherungswert dar.

#### 4.6.1.1 NSU für die mittlere Abundanz je Naturregion

Der NSU wird im folgenden so berechnet, daß die Abundanz der Rebhuhn-Brutpaare je Naturregion mit einer relativen Genauigkeit von 5 %, 10 % bzw. 20 % geschätzt werden kann. Im Rahmen der WTE wurden die 10 Naturregionen Niedersachsens (NIEDERSÄCHSISCHES LANDESAMT FÜR ÖKOLOGIE 1993) in sieben den Landkreisgrenzen angepaßten Regionen wie folgt zusammengefaßt:

- BW - Börden und Weser-Aller-Flachland
- GD - Dümmer und Ems-Hunte-Geest, incl. Osnabrücker Hügelland
- GO - Ostfriesisch-Oldenburgische Geest, incl. Watten und Marschen
- GS - Stader Geest, incl. Watten und Marschen
- H - Harz
- LH - Lüneburger Heide und Wendland
- WLB - Weser- und Leinebergland

Der NSU je Naturregion bzw. deren Summe für ganz Niedersachsen für die drei Werte von  $r$  sind in Tabelle 8 aufgeführt.

**Tab. 8:** Notwendige Stichprobenumfänge (NSU) je Naturregion für verschiedene relative Genauigkeiten ( $r = 5, 10$  bzw.  $20\%$ ), sowie der Schätzwert  $\bar{x}_r$ , die an der WTE teilgenommene Anzahl der Reviere  $n$  und die geschätzte Anzahl  $N$  der Reviere je Naturregion.

Region	$\bar{x}_r$	$n$	$N$	NSU ( $r = 0,05$ )	NSU ( $r = 0,10$ )	NSU ( $r = 0,20$ )
BW	1,22	1210	1622	789	311	91
GD	1,80	1730	2124	892	325	92
GO	0,43	763	816	533	261	86
GS	1,18	835	1036	619	280	88
H	0,17	143	223	195	141	67
LH	1,42	1429	2070	882	324	92
WLB	0,53	979	1222	681	292	89
<b>Summe</b>			<b>9114</b>	<b>4590</b>	<b>1935</b>	<b>604</b>

In Tabelle 8 interessiert vor allem die letzte Zeile, die den Gesamtstichprobenumfang für Niedersachsen ausweist, der notwendig ist, um mit vorgegebener Genauigkeit die regionale Abundanz der Rebhuhn-Brutpaare zu schätzen. Demnach müßten im Rahmen einer stichprobenhaften Zählung der Brutpaare zwischen 604 bei 20 % und 4590 Reviere bei 5 % Ungenauigkeit untersucht werden.

#### 4.6.1.2 NSU für die mittlere Abundanz je Landkreis

Neben der vorwiegend geographischen und klimatologischen Einteilung Niedersachsens in 7 Naturregionen kann auch eine administrative Einteilung in die 45 Landkreise bzw. kreisfreien Städte als Grundlage zur Berechnung des NSU herangezogen werden. Die entsprechenden NSU's für die drei Werte der relativen Genauigkeit sind in Tabelle 9 aufgelistet. Die

Landkreise bzw. kreisfreien Städte sind dabei durch ihre offiziellen Landkreiskennziffern repräsentiert.

**Tab. 9:** Notwendige Stichprobenumfänge (NSU) je Landkreis bzw. kreisfreier Stadt für verschiedene relative Genauigkeiten ( $r = 5, 10$  bzw.  $20\%$ ), sowie der Schätzwert  $\bar{x}_\bullet$ , die an der WTE teilgenommene Anzahl der Reviere  $n$  und die ungefähre Anzahl  $N$  der Reviere je Landkreis.

Kreis-Nr.	$\bar{x}_\bullet$	$n$	$N$	NSU ( $r = 0,05$ )	NSU ( $r = 0,10$ )	NSU ( $r = 0,20$ )
101	1,61	25	32	31	30	24
102	0,33	38	43	42	39	30
103	1,73	24	27	27	25	21
151	1,84	251	363	294	187	76
152	0,38	192	267	227	158	71
153	0,20	79	126	116	95	54
154	0,98	115	135	124	100	56
155	0,61	224	236	205	146	68
156	0,14	64	89	84	72	46
157	1,24	82	102	96	81	49
158	0,46	122	176	158	121	62
201	0,97	10	18	18	17	15
251	1,66	270	289	243	165	72
252	0,40	134	171	154	118	61
253	1,19	235	346	282	182	75
254	0,62	200	274	233	160	71
255	0,25	119	129	119	97	55
256	1,17	187	229	199	143	68
257	0,93	110	137	126	101	56
351	1,34	251	377	303	190	77
352	0,94	218	267	227	158	71
353	1,72	173	262	224	156	70
354	1,05	153	280	237	162	72
355	1,47	276	327	270	177	74
356	0,81	118	128	118	96	55
357	1,56	325	406	321	197	78
358	1,82	239	458	353	209	79
359	1,04	174	227	198	143	67
360	1,18	337	358	290	185	76
361	1,21	121	143	131	104	57
402	0,86	23	27	27	25	21
403	0,28	16	16	16	15	14
404	2,04	23	26	26	24	20
451	0,42	122	123	114	93	54
452	0,56	173	187	167	126	63
453	1,73	166	218	191	139	67
454	2,48	491	609	436	236	83
455	0,48	78	109	102	85	51
456	1,43	115	222	194	141	67
457	0,46	150	145	132	105	58
458	1,07	128	200	177	132	65
459	1,57	404	415	327	199	78
460	1,27	129	137	126	101	56
461	0,12	122	126	116	95	54
462	0,39	74	75	72	63	42
<b>Summe</b>			<b>9114</b>	<b>7671</b>	<b>5391</b>	<b>2602</b>

Die notwendigen Stichprobenumfänge haben sich im Vergleich zur Naturregionenerhebung erheblich erhöht und liegen je nach angestrebter Genauigkeit zwischen 2602 und 7671. Bei einem Vergleich des NSU ( $r = 0,05$ ) mit der Anzahl teilgenommener Reviere fällt auf, daß nun teilweise höhere Stichprobenumfänge notwendig sind als verwertbare Informationen durch die WTE per Fragebogen erhoben werden konnten.

Eine Gegenüberstellung der Ergebnisse auf Naturregion- und Landkreisbasis für die unterschiedlichen Werte des Genauigkeitsparameters  $r$  zeigt Tabelle 10. Aufgrund der detaillierteren Aussagen, die mittels einer Untersuchung in 45 Landkreisen gegenüber den nur 7 Naturregionen möglich sind, werden auch mehr Information benötigt. Dies resultiert in einem wesentlich höheren notwendigen Stichprobenumfang für eine Untersuchung auf Landkreisbasis. Eine Berechnung des NSU's auf Basis der 81 niedersächsischen Naturräume ist somit uninteressant, weil der dann notwendige Stichprobenumfang einer Vollerhebung gleichkommen würde.

**Tab. 10:** NSU's der sechs verschiedenen Szenarien ( $r$  = relative Genauigkeit).

Basis	NSU ( $r = 0,05$ )	NSU ( $r = 0,10$ )	NSU ( $r=0,20$ )
Naturregionen	4590	1935	604
Landkreise	7671	5391	2602

#### 4.6.2 Relative Genauigkeit der Zählmethode

Im Kapitel 4.4 wurde der Zusammenhang zwischen den Einschätzungen der Jäger und den Zählergebnissen einer Stichprobenuntersuchung anhand von 23 ausgewählten Revieren analysiert. Als Ergebnis konnte festgehalten werden, daß eine hohe Übereinstimmung (Korrelation  $\rho_{BP} = 0,86$  bzw.  $0,88$ ) zwischen den Zählwerten und Einschätzungen vorliegt. Außerdem wurde im Rahmen eines Regressionsmodells festgestellt, daß sich die Zählwerte aus den Einschätzungen und der Größe der Feld- und Ödlandfläche der jeweiligen Reviere gut berechnen lassen ( $R^2 = 0,96$ ). Vor diesem Hintergrund erfolgt eine Abschätzung der relativen Genauigkeit der eingeschätzten Abundanz zur gezählten Abundanz der Rebhuhn-Brutpaare. Die relative Genauigkeit  $r$  ist wie folgt definiert

$$r = \left| \frac{\theta - \hat{\theta}}{\theta} \right|$$

und läßt sich aus den Zähl- und Schätzwerten zur Brutpaar-Abundanz der 23 Reviere schätzen:

$$\hat{r} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_i - x_i}{y_i} \right|, \quad i=1, \dots, n.$$

Dabei gelten folgende Bezeichnungen:

- $\hat{\theta}$  - geschätzte Abundanz (Jäger)
- $\nu$  - wahre Abundanz (Zählung)
- $x_i$  - Abundanz der eingeschätzten Brutpaare im  $i$ -ten Revier
- $y_i$  - Abundanz der gezählten Brutpaare im  $i$ -ten Revier

Da die Zählraten zur Brutpaar-Abundanz als Minimum und Maximum angegeben werden, kann auch die relative Genauigkeit  $\hat{r}_{\min}$  und  $\hat{r}_{\max}$  zweimal geschätzt werden. Darüber hinaus kann die Beziehung zur Größe der Feld- und Ödlandfläche genutzt werden. Die Schätzung der relativen Genauigkeit kann dann auf den Residuen  $\hat{e}_i$  basieren, die sich im Rahmen einer Regression der gezählten Abundanz auf die eingeschätzte Abundanz und die Größe der Feld- und Ödlandfläche errechneten:

$$\hat{r}_{reg} = \left| \frac{\hat{e}_i}{y_i} \right|, \quad i=1, \dots, n.$$

Die Ergebnisse der Abschätzungen für die relative Genauigkeit der eingeschätzten Abundanz zur gezählten Abundanz der untersuchten 23 Reviere hält Tabelle 11 fest. Es zeigt sich, daß etwa 23 % Ungenauigkeit bei der Schätzung des tatsächlichen Rebhuhnbestandes aus den Einschätzungen der Jäger einkalkuliert werden müssen. Unter Einbeziehung der Feld- und Ödlandfläche wird eine größere Genauigkeit von 15,7 bzw. 18,8 % erreicht.

**Tab. 11:** Geschätzte relative Genauigkeit ohne (Daten) und mit (Regressionsmodell) jeweils für das Minimum und Maximum.

	Daten	Regressionsmodell
Minimum	$\hat{r}_{\min} = 0,233$	$\hat{r}_{reg \min} = 0,188$
Maximum	$\hat{r}_{\max} = 0,230$	$\hat{r}_{reg \max} = 0,157$

Es muß bei den hier errechneten Werten jedoch bedacht werden, daß die 23 untersuchten Reviere von mittlerer Größe sind und nicht als repräsentativ für die ca. 9114 Jagdreviere Niedersachsens gelten können. Die berechneten relativen Genauigkeiten sind damit nicht auf ganz Niedersachsen übertragbar. Sie können aber wohl als Obergrenze für die erreichbare Genauigkeit angesehen werden.

## 5 Diskussion

### 5.1 Methodik

Jede wissenschaftliche Fragestellung verlangt eine der Zielsetzung angepaßte Methode, um optimale Ergebnisse zu erreichen. Generell ist bei der Erfassung von Tierpopulationen zu berücksichtigen, daß diese nicht absolut, sondern nur näherungsweise ermittelt werden können. Eine Standardisierung der Erfassungsmethodik bietet zwar den Vorteil, daß die erhobenen Daten mit denen anderer Untersuchungen direkt verglichen werden können. Allerdings darf die Effizienz der Methodik nicht außer Acht gelassen werden, unter der hier ein Kompromiß aus vertretbarem Kostenaufwand (Personal und Zeit) und hinreichender Genauigkeit verstanden wird. Die nach PEGEL (1987) standardisierte Erfassung von Brutpaaren bei Rebhühnern erfordert für eine 500 ha große Fläche etwa 30 Personen, wenn diese in einem Rasterabstand von 400 m postiert werden. DÖRING & HELFRICH (1986) veranschlagen für das visuelle Absuchen von 100 ha Fläche einen Zeitaufwand von 4 bis 5 Stunden. Für die unter 3.2 beschriebene und in dieser Untersuchung angewandte Erfassungsmethode werden bei gleicher Flächengröße nur etwa acht Zählpersonen bzw. ein Zeitaufwand von ca. 2 Stunden pro 100 ha benötigt. Obwohl die genannten Werte als hypothetische Maxima zu verstehen sind, lassen jedoch die Zahlenverhältnisse eine erhebliche Differenz im personellen und organisatorischen Einsatz erkennen. Der Umstand, möglichst viele Reviere in einem schmalen Zeitfenster von Ende März bis Ende April zweimalig zählen zu wollen, erschwerte die zeitliche Koordination aller Zählungen erheblich. Gelegentlich mußten Zähltermine infolge ungünstigen Wettergeschehens oder Absagen einzelner Zählpersonen kurzfristig verschoben werden.

Die Besetzung von Brutterritorien erfolgt bei Rebhühnern schrittweise mit der Auflösung des Familienverbandes ab Ende Februar (v. BLOTZHEIM ET AL. 1994), in klimatisch günstigeren Gebieten sogar schon Ende Januar (DÖRING & HELFRICH 1986). Nach Abschluß der Paarbildung scheinen die Paare zu keinem bestimmten Geländeabschnitt in Beziehung zu stehen (BLANK & ASH 1956). Sie suchen während dieser Zeit nach ausreichend Isolation zu benachbarten Paaren und sind deshalb ständig in Bewegung (MCCABE UND HAWKINS 1946, JENKINS 1961). Mit dem Anwachsen des Anteils verpaarter Tiere nimmt diese Unruhe jedoch ab, bis alle Paare im April/Anfang Mai ihr Brutterritorium besetzt haben. Aus diesem Grund erschien es sinnvoll die Zählungen erst zur Zeit der Nistplatzwahl durchzuführen, um sicher zu gehen, mit den Zählungen den realen Brutpaarbesatz zu repräsentieren.

In der vorliegenden Untersuchung wurde davon ausgegangen, daß die Anzahl der rufenden Rebhähne der Brutpaaranzahl entspricht. Aus dieser zahlenmäßigen Gleichsetzung ergibt sich ein generelles Problem. NAUMANN (1905), NOLTE (1934) und v. BENDA (1955) weisen auf eine Überzähligkeit an unverpaarten Hähnen in Rebhuhnpopulationen hin, die nach SZEDERJEI et al. (1959) in britischen Rebhuhnbeständen 4 bis 22 % und in ungarischen etwa 10 %

betragen kann. MCCABE und HAWKINS (1946) stellten anhand von Embryonenuntersuchungen etwa 14 % mehr Hähne als Hennen fest, was nicht bedeutet, daß dieses prozentuale Verhältnis bis zum Erreichen des fortpflanzungsfähigen Alters bestehen bleibt. Demnach würden durch einfache Summierung der Einzelrufstandorte mehr „Brutpaare“ registriert, als tatsächlich vorhanden sind. DÖRING & HELFRICH (1986) und PEGEL (1986) führten Revierfahrten am Tage mit einem PKW durch, um zwischen Paarhühnern und nicht verpaarten Hähnen visuell zu unterscheiden. Nach eigener Auffassung ist während des Zählzeitraumes im April die Vegetation der Kulturflächen so weit aufgewachsen, daß eine visuelle Beobachtung der Rebhühner nur unter erheblichem Zeitaufwand zu realisieren wäre, so daß aus Effizienzgründen in dieser Untersuchung auf Kontrollfahrten am Tage verzichtet wurde.

ASH (1960), BRÜLL (1964) und KALCHREUTER (1991) weisen auf eine erhöhte Sterblichkeit von unverpaarten Rebhähnen in der Dispersionsphase von Ende Januar bis Mitte März hin. DÖRING & HELFRICH (1986) beschreiben, daß mit abnehmender Brutpaardichte auch die Anzahl der beobachteten Einzelhähne zurückgeht und vermuten eine enge Korrelation zwischen dem Auftreten von Einzelhähnen und der Populationsdichte. In fast allen Jagdrevieren der vorliegenden Untersuchung wurden geringe bis sehr geringe Abundanzen festgestellt, folglich wird der jeweilige Populationsanteil von Einzelhähnen als vernachlässigbar angesehen. Zudem werden verpaarte, nicht rufende Rebhähne mit der Verhörmethode nicht erfaßt, so daß sich dadurch das Verhältnis von unverpaart rufenden zu verpaart nicht rufenden Rebhähnen möglicherweise relativiert.

Die Qualität der Ergebnisse ist von der Rufaktivität, d. h. der Dauer und Anzahl der Rufe, abhängig, die individuell verschieden ist und durch Wetterbedingungen, Störungen sowie durch den Verpaarungszustand beeinflusst wird. DWENGER (1991) berichtet, daß Rebhühner an Regentagen stumm bleiben und DÖRING & HELFRICH (1986) weisen auf eine hohe Rufaktivität an windstillen, niederschlagsfreien und wolkenlosen Abenden hin. Die vorliegende Untersuchung bestätigt diese Ergebnisse, so daß die Realisierung eines Zähltermins von der Wetterlage abhängig war. DWENGER (1991) gibt an, daß vom Menschen in der Dunkelheit angepirschte rufende Rebhühner verstummen und erst nach Vorübergehen der Gefahr wieder akustisch aktiv werden. Es ist durchaus möglich, daß von einem Zähler bereits erfaßte Rebhühner unbemerkt abstreichen und sich in der Hörweite eines anderen Zählers niederlassen und damit zweimal gezählt werden. Der angenommene Hörbereich von 200 m Radius um einem Zähler erscheint aber groß genug, um kurzzeitig verstummende Rebhühner wieder wahrzunehmen, so daß dem Aspekt „Störung“ in dieser Untersuchung nur eine geringe Bedeutung zugeschrieben wurde.

Darüber hinaus ist die Ergebnisqualität von der Erfahrung sowie der akustischen und optischen Wahrnehmungsgüte der Zählmannschaft abhängig, die durch Lärmquellen (Straßen- und Luftverkehr, Landwirtschaft) oder vermindertes Orientierungsvermögen in der Dunkelheit herabgesetzt wird. In wenigen Fällen konnte die Zuverlässigkeit der registrierten Beobachtungen nicht richtig eingeschätzt werden, z. B. bei Zählern, die ihre zugeteilten

Strecken nicht einhielten oder nicht komplett abgehen konnten sowie bei Personen, die schwerhörig waren bzw. Hörgeräte benutzten. Dem Zähler zu- und abgewandte Rufe desselben Hahnes können aufgrund der unterschiedlichen Lautstärke als sich antwortende Hähne interpretiert werden oder eine veränderte Distanz vortäuschen. In Revieren mit höheren Brutpaardichten wie in Bissendorf, Meinersen I und Bassum II gestaltete sich der Ausschluß von Doppelzählungen als schwierig, wenn zwei benachbarte Zähler zeitlich versetzt eine unterschiedliche Anzahl von Rufstandorten notierten. Auch die abendliche Mobilität der Tiere, u.a. bedingt durch Territorialverhalten oder Aufsuchen der Schlafplätze, birgt die Gefahr, daß Tiere von verschiedenen Zählern doppelt protokolliert wurden.

In einigen Fällen gaben die Jäger Revierbereiche an, in denen Rebhühner gesehen wurden, aber während der Zählungen nicht zu verhören waren. Möglicherweise waren Rebhühner an dem jeweiligen Zähltermin in diesen Bereichen zwar präsent, blieben aber aus ungeklärten Gründen stumm. Andererseits ist es denkbar, daß die besagten Bereiche zur Nahrungssuche am Tage genutzt und infolgedessen dort auch beobachtet wurden, während sie andere Areale als Schlaf- oder Brutplätze aufsuchen, an denen sie bei den Zählungen dann verhört wurden.

Die zum Teil erheblichen Differenzen zwischen den einzelnen Zählergebnissen (s. Anhang Tab. 12a und b) eines Reviers zeigen, daß zur Absicherung der Resultate eine zweimalige Zählung unabdingbar ist. Angesichts der bereits genannten Einflußfaktoren auf das Zählergebnis wäre es sicherlich von Vorteil, eine in der Zusammensetzung der Personen nicht variierende und ehrenamtlich arbeitende Zählmannschaft zu bilden, die über einen mehrjährigen Zeitraum zur Verfügung stehen sollte.

1999 erfolgte die Auswahl der Untersuchungsgebiete innerhalb von Naturräumen, die vorwiegend nach geographischen und klimatologischen Kriterien eingeteilt sind. Dies erwies sich als nicht sinnvoll, da lokal sehr große Abundanzunterschiede bei Rebhühnern in ein und demselben Naturraum existieren. Die Populationsdichte beim Rebhuhn ist zwar von klimatischen Parametern abhängig, jedoch wird diese Einflußgröße von der Intensität der Landwirtschaft und der Prädation durch Beutgreifer überlagert.

Resümierend kann festgehalten werden, daß die beschriebene Zählmethode gut geeignet ist, geringe bis mittlere Brutpaarabundanzen von Rebhühnern mit einem vertretbaren Zeit- und Personalaufwand hinreichend genau zu erfassen, insbesondere wenn viele Zählgebiete zu beproben sind wie z.B. bei einem bundesweiten Wildtiermonitoring. Hinzuzufügen ist, daß zur Erfassung von hohen Abundanzen oder zur Erzielung exakterer Ergebnisse der Einsatz von mehr Personal und Zeit erforderlich ist.

## 5.2 Verifikation der WTE-Daten

Bei der statistischen Auswertung wurde versucht, die von den Revierinhabern angegebenen Brutpaaranzahlen durch die Kontrollzählungen des IWFO in zwei aufeinanderfolgenden Jahren zu erklären, wobei die Zählergebnisse als wahrer Mindestbrutpaarbestand angesehen wurden. Darüber hinaus war abzuschätzen, welche Stichprobenzahl für die Verifikation der WTE-Daten erforderlich ist. Nach den vorliegenden Daten läßt sich formal ein starker Zusammenhang zwischen diesen Größen erkennen, allerdings reicht der bisherige Stichprobenumfang von 23 Revieren nicht aus, um den aktuellen Rebhuhnbestand in Niedersachsen aus den WTE-Daten mit der üblichen statistischen Sicherheit zu verifizieren.

### 5.2.1 Korrelation und Regressionsanalyse

Das Regressionsmodell enthält als erklärende Größe für den Zusammenhang zwischen den Zähl- und Schätzwerten auch die Größe der Feld- und Ödlandfläche. Dies wird so interpretiert, daß in Abhängigkeit von der Größe dieser Fläche eine der beiden Quantifizierungsmethoden „Einschätzung“ und „Zählung“ besser geeignet ist als die andere. Es kann jedoch anhand der vorliegenden Daten nicht entschieden werden, welches Verfahren bei kleineren bzw. größeren Feld- und Ödlandflächen genauer ist und dementsprechend schlechtere Ergebnisse bei größeren bzw. kleineren Feld- und Ödlandflächen liefert.

Als Fazit läßt sich folgendes festhalten:

- Die geschätzten Abundanzen der Jäger führen generell zu einer Unterschätzung gegenüber den durch das IWFO gezählten Abundanzen.
- Diese Verzerrung wird jedoch gut durch den Parameter Feld- und Ödlandfläche beschrieben, so daß eine adäquate Adjustierung möglich ist.
- Die Regressionsmodelle bzgl. der Information der Jäger und des Flächenparameters des Reviers besitzen einen sehr hohen Erklärungsgrad für die gezählten Abundanzen ( $\rho \approx 0,95$ ).
- Die Maximalwerte der Abundanzen aus den Zählungen korrelieren stärker mit den geschätzten Abundanzen der Jäger ( $\rho = 0,88$ ) als die Minimalwerte.

Die Repräsentativität der erarbeiteten Ergebnisse ist nicht uneingeschränkt auf ganz Niedersachsen übertragbar. Dieses ist darauf zurückzuführen, daß die untersuchten 23 Reviere aus ökonomischen Gründen bei ihrer Auswahl eine gewisse Nähe zum IWFO aufweisen mußten und insbesondere in ihren Flächenparametern gewissen Beschränkungen unterlagen. Diese Einschränkungen stören jedoch die Repräsentativität, denn gerade der Flächenparameter ist signifikanter Bestandteil des Regressionsmodells, das somit nur Aussagen über Reviere zuläßt, die den Auswahlkriterien entsprechen. Die Annahme, daß eine generelle lineare

Abhängigkeit zwischen vorhergesagten Einschätzungen und Zählergebnissen existiert, ist nur hypothetisch. Deshalb ist es nicht zulässig den Wertebereich über den untersuchten Bereich hinaus zu extrapolieren.

Zudem variieren die Abundanzen der Rebhuhn-Brutpaare systematisch über ganz Niedersachsen, mit generell niedrigen Werten in den südlichen und nördlichen Landesteilen, die aus der Untersuchung ausgeschlossen wurden.

### 5.2.2 Stichprobenumfang für die Verifikation der WTE-Daten

Die Ergebnisse dieser Teiluntersuchung basieren auf den Brutpaar-Abundanzen im Rahmen des dimensionsreduzierten Regressionsmodells der gezählten Abundanz auf die geschätzte Abundanz und die Größe der Feld- und Ödlandfläche der entsprechenden Jagdreviere.

Zum einen wurde der lineare Zusammenhang zwischen der gezählten Abundanz und der aus den Angaben der Jäger prädiktionierten Abundanz untersucht und zum anderen der Steigungsparameter des entsprechenden Regressionsmodells, der idealerweise bei 1 liegt.

Insgesamt ist der Stichprobenumfang von 23 Jagdrevieren zu klein, um Aussagen über die Korrelation oder den Steigungsparameter innerhalb üblicher Gütwerte von Tests und Toleranzwerten der Parameter abzusichern. Daher wurden zusätzlich die bisherigen Werte mit denjenigen Werten kontrastiert, die bei einer Erhöhung des Stichprobenumfangs auf 50 Reviere erreichbar sind. Als Ergebnis dieser Untersuchungen kann festgehalten werden, daß der höhere Stichprobenumfang deutlich mehr Sicherheit für die Methodik bedeutet. Statt einer Korrelation von 0,65 könnte ein Wert von 0,75 signifikant nachgewiesen werden. Darüber hinaus würde das Toleranzintervall für den Steigungsparameter von  $\pm 0,33$  auf  $\pm 0,21$  Einheiten verkleinert, d.h. verbessert werden. Bei einer Intervallbreite von  $\pm 0,33$  bedeutet dieses beispielsweise, daß eine Abundanz aus den WTE-Daten von 4 Brutpaaren pro km<sup>2</sup> FÖD lediglich mit einer Schwankungsbreite zwischen 2,68 bis 5,32 verifiziert werden kann. Wird die Toleranzbreite auf  $\pm 0,21$  Einheiten reduziert, schrumpft diese Intervallbreite auf 3,16 bis 4,84 BP/FÖD zusammen.

Eine Verringerung der Power bzw. Güte der verwendeten Verfahren vom üblichen Standard ( $\alpha = 0,05$  und  $\beta = 0,80$ ) ist nicht erstrebenswert. Dies würde die Sicherheit der verwendeten Methodik deutlich verringern und hätte nur einen geringen Effekt auf die dadurch gewonnene Aussagefähigkeit. Die signifikant nachweisbare Korrelation erhöht sich dann von  $\rho = 0,65$  auf nur 0,70 bei 23 beprobten Revieren. Ebenso verringert sich das Toleranzintervall um den Idealwert 1 des Steigungsparameter des Regressionsmodells nur unwesentlich von  $\pm 0,33$  auf etwa  $\pm 0,30$  Einheiten.

Eine Anhebung des Stichprobenumfangs hätte zudem noch einen weiteren positiven Effekt. Die bisher beprobten Reviere sind nicht repräsentativ für ganz Niedersachsen. Unter anderem, weil nur Reviere mit einer Abundanz größer Null (laut WTE-Angaben der Revierinhaber)

kontrolliert wurden. Die von den Revierinhabern gemachten Angaben lassen jedoch darauf schließen, daß ein Drittel der niedersächsischen Jagdreviere (ca. 3000) keinen Brutbestand an Rebhühnern haben und somit eine Abundanz von 0 aufweisen. Es läßt sich nun vermuten, daß eine Berücksichtigung dieser Reviere beim Vergleich der beiden Methoden („Einschätzen“ und „Zählung“) eine höhere Übereinstimmung in den Ergebnissen ergeben würde. Es ist somit zu vermuten, daß die Korrelation zwischen der geschätzten Abundanz aufgrund der Angaben der Revierinhaber und der durch das IWFO gezählten Abundanz höher liegt, als die hier berechnete Korrelation von 0,87. Dies könnte bei künftigen Zählaktionen berücksichtigt werden und würde die Repräsentativität der Aussagen gewährleisten, sofern zusätzlich das bisher geltende Ausschlußkriterium einer mittleren Reviergröße bei der Zufallsauswahl der Reviere ignoriert wird.

Der unzureichende Stichprobenumfang von 23 Revieren ist auf die Ungenauigkeit bzw. Variabilität der beiden Verfahren (Einschätzung und Zählung) zurückzuführen wie dies die Ergebnisse zu den Revieren Ettenbüttel II und Meinersen I belegen. Die geschätzte und gezählte maximale Abundanz divergieren in Ettenbüttel um den 1,7 fachen Wert an Brutpaaren pro 100 ha. Ebenso sind große Differenzen innerhalb der Zählmethode erkennbar. In Meinersen I konnte nicht genau festgelegt werden, ob die gezählte Abundanz bei 2,0 liegt oder in Übereinstimmung mit den Angaben der Revierinhaber fast doppelt so hoch ist.

Vor diesem Hintergrund können keine genaueren Ergebnisse erzielt werden, wenn nicht der Stichprobenumfang erhöht wird. Wie ausgeführt wurde, ist von einer Erhöhung des Fehlers 2. Art und der damit verbundenen Verringerung der Güte des Tests abzusehen.

### 5.3 Stichprobenanalyse - Wildtiermonitoring

Um die Abundanz der Rebhuhn-Brutpaare für die einzelnen 7 Naturregionen in Niedersachsen schätzen zu können, müssen bei einer anzustrebenden relativen Genauigkeit von 20 % etwa 600 Reviere per Stichprobenerhebung untersucht werden ( $\alpha = 0,05$ ). Dies bedeutet, daß bei einer Stichprobenuntersuchung von 600 Revieren voraussichtlich dieselbe Genauigkeit und Aussagekraft erzielt wird, wie mit einer Befragung aller niedersächsischen Revierinhaber, wobei die statistische Unsicherheit der Stichprobenerhebung 5 % beträgt. Eine Reduzierung der relativen Genauigkeit von 20 % auf 10 bzw. 5 % erscheint nicht sinnvoll, da die Ungenauigkeit der Zählmethode schon bei etwa 18 % liegt (s. 4.6.2).

Anders als bei normalverteilten Grundgesamtheiten geht in die Formel für den Stichprobenumfang (NSU) der Erwartungswert  $\mu$  und die Varianz  $\sigma^2$  der Grundgesamtheit nicht mit ein. Dieses liegt in der besonderen Abhängigkeit der Momente exponentialverteilter Zufallsvariablen (Abb. 11) vom Verteilungsparameter  $\lambda$  begründet und ist in der Statistik auch unter dem Namen der „Gedächtnislosigkeit“ bekannt, sofern poissonverteilte Größen auf Zeitintervalle bezogen werden und nicht auf Flächen wie im vorliegenden Fall.

Die notwendigen Stichprobenumfänge sind insgesamt sehr hoch, so daß eine ausschließliche Erhebung von Brutpaardichten in Referenzgebieten, die zudem unter ständiger wissenschaftlicher Betreuung stehen müssen, nicht praktikabel erscheint, insbesondere vor dem zu erwartenden Zeit- und Kostenaufwand sowie der konsequenten Mitarbeit der Jäger über einen längeren Zeitraum. Erfahrungen aus anderen Bundesländern zeigen, daß die Kooperation seitens der Revierinhaber oft nach einigen Jahren nachläßt und zudem aus den Referenzgebieten „Vorzeigereviere“ entstehen, in denen der Tierbestand durch Hegemaßnahmen überproportional gefördert wird. Dadurch wäre die Repräsentativität der erhobenen Daten nicht gewährleistet. Zur Optimierung der Leistungsfähigkeit eines gesamtheitlichen Wildtiermonitorings in Deutschland ist eine Kombination der Systeme „Flächendeckend“ und „Referenzsystem“ anzuvisieren, in der die jeweiligen Schwächen kompensiert werden können.

Es gibt effektivere Stichprobenverfahren als die hier dargelegte einfache Zufallsstichprobe, z.B. geschichtete und adaptive Stichprobenverfahren (THOMPSON 1992). Inwiefern diese Methoden verwendet werden können und eine Verringerung des NSU ermöglichen, wäre noch zu untersuchen. Allerdings verlangt dies im allgemeinen gewisse Vorkenntnisse, z.B. über die Populationsdichten bestimmter Wildtierarten in verschiedenen Landesteilen aus denen eine geeignete Schichtungsvariable bestimmt werden kann. Solche Vorinformationen stehen jedoch nicht in allen Bundesländern in ausreichendem Maße zur Verfügung. Zum anderen gelten die hier ermittelten Zahlenwerte zunächst nur für das Rebhuhn. Zur Beschreibung der Populationsdichten bei anderen Wildtierarten können die notwendigen Stichproben weniger umfangreich sein. Letztendlich muß dieses vor der Etablierung eines künftigen Wildtiermonitorings eingehend geprüft werden.

Dem gegenüber steht jedoch noch das Problem der räumlichen Korrelation. Die Abundanz in den einzelnen Revieren hängt u.a. von bestimmten Landschaftsparametern, lokalen Witterungseinflüssen und Prädationsraten ab. Diese Parameter variieren in einem größeren räumlichen Maßstab als auf Revierebene, d.h. das benachbarte Reviere weisen ähnliche Werte auf als weiter entfernt gelegene. Dadurch wird eine räumliche Abhängigkeit der Daten induziert, die dazu führt, daß sich der effektive Stichprobenumfang verringert. Das bedeutet, daß die Berücksichtigung der räumlichen Abhängigkeit bei der Stichprobenplanung zu einer Erhöhung des notwendigen Stichprobenumfangs gegenüber einer einfachen Zufallsstichprobe (ohne Berücksichtigung der räumlichen Abhängigkeit) führt.

## 6 Zusammenfassung

Die ausschließliche Analyse von Jagdstreckenstatistiken zur Beschreibung des Status quo und der Dynamik von Niederwildpopulationen ist heute besonders unter Berücksichtigung des freiwilligen Jagdverzichts nicht mehr vertretbar. Daher werden seit 1991 im Rahmen eines Wildtiererfassungsprogramms (WTE) in Niedersachsen landesweit und nahezu flächendeckend die Abundanzen einiger ausgewählter Niederwildarten ermittelt und deren zeitliche Entwicklung dokumentiert. In der vorliegenden Untersuchung wurde bezüglich des Rebhuhns die Genauigkeit der erhobenen WTE-Daten, die auf Einschätzungen der niedersächsischen Jagdrevierinhaber basieren, mit wissenschaftlich probaten Feldmethoden und statistischen Berechnungen überprüft.

Das Prinzip der angewandten Methode beruht auf der Erfassung rufender Rebhähne, die nach der Verpaarung im zeitigen Frühjahr ihr künftiges Brutterritorium akustisch gegenüber anderen Artgenossen abgrenzen. In der Regel stellt sich die endgültige Zahl an potentiell zur Brut schreitenden Paarhühnern erst drei bis vier Wochen vor der Eiablage ein, so daß zwischen Ende März und Ende April zwei Zähltermine pro Revier erfolgten. Dazu wurden im jeweilig untersuchten Jagdbezirk 1300-1500 m lange Transekte (Verhörstrecken) festgelegt, die sich am vorhandenen Wegenetz orientierten und durch jeweils eine Zählperson betreut wurden. Durch gleichzeitiges Abgehen der Verhörstrecken in der Abenddämmerung werden alle rufenden Rebhähne protokolliert. Dabei werden etwa acht Zählpersonen bzw. ein Zeitaufwand von ca. 2 Stunden pro Zählung benötigt. Es wurde davon ausgegangen, daß die Anzahl der rufenden Rebhähne der Brutpaaranzahl entspricht.

Der Umstand, möglichst viele Reviere in einem schmalen Zeitfenster von Ende März bis Ende April zweimalig zählen zu wollen, erschwert die zeitliche Koordination aller Zählungen erheblich. Oft müssen Zähltermine infolge ungünstigen Wettergeschehens oder Absagen einzelner Zählpersonen kurzfristig verschoben werden.

Die Qualität der Ergebnisse ist einerseits von der Rufaktivität der Rebhühner abhängig, die individuell verschieden ist und durch Wetterbedingungen, Störungen sowie durch den Verpaarungszustand beeinflusst wird. Andererseits ist die Erfahrung sowie die akustische und optische Wahrnehmungsgüte der Zählmannschaft für die Zählergebnisse von Bedeutung. Die zum Teil erheblichen Differenzen zwischen den einzelnen Zählergebnissen eines Reviers zeigen, daß zur Absicherung der Resultate eine zweimalige Zählung unbedingt notwendig ist. Angesichts der bereits genannten Einflußfaktoren auf das Zählergebnis wäre es sicherlich von Vorteil, eine in der Zusammensetzung der Personen nicht variierende und ehrenamtlich arbeitende Zählmannschaft zu bilden, die zudem über einen mehrjährigen Zeitraum zur Verfügung stünde.

Im Rahmen einer statistischen Auswertung ergab sich, daß die Bestandseinschätzungen beim Rebhuhn durch die Jäger stark mit den 1999 und 2000 durchgeführten Kontrollzählungen korrelieren. Allerdings reicht der bisherige Stichprobenumfang von 23 Revieren nicht aus, um

den aktuellen Rebhuhnbestand in Niedersachsen aus den WTE-Daten mit der üblichen statistischen Sicherheit zu verifizieren. Es konnte lediglich eine Korrelation von 0,65 sicher nachgewiesen werden. Die jährlich erhobenen WTE-Daten können nur mit einer Fehlerspanne von  $\pm 33\%$  abgesichert werden. Aus einer Erhöhung des Stichprobenumfangs auf 50 Reviere würde eine Verbesserung der Korrelation auf 0,75 und eine Reduzierung der Fehlerspanne auf  $\pm 21\%$  resultieren.

Im Hinblick auf ein bundesweit einheitliches Wildtiermonitoring wurde zum Vergleich der beiden Erfassungssysteme „flächendeckend mit Verifikation“ und „Referenzreviersystem“ eine Stichprobenanalyse exemplarisch für das Rebhuhn in Niedersachsen durchgeführt. Es ergab sich, daß bei einer Stichprobenuntersuchung auf Naturregionbasis mit etwa 600 Revieren voraussichtlich dieselbe Genauigkeit und Aussagekraft erzielt wird wie mit der landesweiten Befragung der niedersächsischen Revierinhaber. Zur Beschreibung der Rebhuhnabundanz in kleineren Gebieten wie z.B. auf Landkreis- oder Naturraumebene konnte gezeigt werden, daß eine Stichprobenerhebung durch die hohe Anzahl der zu beprobenden Reviere ausgeschlossen werden muß. Zur Optimierung der Leistungsfähigkeit eines gesamtheitlichen Wildtiermonitorings in Deutschland sind die Vor- und Nachteile der bestehenden, in Methodik und Umfang variierenden Systeme kritisch zu prüfen und eine Kombination der Methoden anzustreben.

Resümierend kann festgehalten werden, daß die beschriebene Zählmethode gut geeignet ist, geringe bis mittlere Brutpaarabundanzen mit einem vertretbaren Zeit- und Personalaufwand hinreichend genau zu erfassen. Insbesondere bei einer Beprobung vieler Zählgebiete wie z.B. bei einem bundesweiten Wildtiermonitoring ist letztgenannter Punkt für die Praktikabilität von entscheidender Bedeutung.

## 7 Literaturverzeichnis

- ASH, J.S. (1960): Bird of prey numbers on a Hampshire game-preserve during 1952-1959. *Brit. Birds* 53, 285-300.
- BIBBY, C.J., BURGESS, N.D., HILL, D.A. (1995): Methoden der Feldornithologie. Neumann, Radebeul.
- BLANK, T.H., ASH, J.S. (1956): The concept of territory in the partridge *Perdix p. perdix*. *Ibis* 98, 379-389.
- BOCK, J. (1998): Bestimmung des Stichprobenumfangs für biologische Experimente und kontrollierte klinische Studien. Oldenbourg, München.
- BRÄSECKE, R. (1995): Das Rebhuhnforschungsprojekt Wesel – erste Zwischenergebnisse nach fünfjähriger Tätigkeit. *Beitr. zur Jagd- u. Wildforschung* 20, 243-254.
- BRÜLL, H. (1964): Das Leben deutscher Greifvögel. 2. Aufl. Stuttgart.
- DÖRING, V., HELFRICH, R. (1986): Zur Ökologie einer Rephuhnpopulation (*Perdix perdix* L. 1758) im unteren Naheland (Rheinland Pfalz – Bundesrepublik Deutschland). *Schr. Arb.-Kr. Wildbiol. Jagdwiss.* Gießen 15.
- DWENGER, R. (1991): Das Rebhuhn. 2. erw. Auflage. Ziemsen, Wittenberg Lutherstadt.
- GLUTZ V. BLOTZHEIM, U.N. (Hrsg.), BAUER, K.M., BEZZEL, E. (1994): Handbuch der Vögel Mitteleuropas 5, 2. Auflage. Aula, Wiesbaden.
- HARTUNG, J. (1986): Statistik. 5. Auflage. Oldenbourg, München.
- JENKINS, D. (1961): Social behaviour in the Partridge. *Ibis* 103a, 155–188.
- KAISER, W. (1997): Rebhuhnprojekte in Mitteleuropa. *Wildbiol. Ges. Mün. e.V.*
- KALCHREUTER, H. (1991): Rebhuhn aktuell. Dieter Hoffmann, Mainz.
- MCCABE, R.A., HAWKINS, A.S. (1946): The Hungarian Partridge in Wisconsin. *Amer. Midland Nat.* 36, 1–75.
- NAUMANN, J. F. (1905): Naturgeschichte der Vögel Europas, 6. Gera-Untermhaus.
- NIEDERSÄCHSISCHES LANDESAMT FÜR ÖKOLOGIE (Hrsg.) (1993): Kartographische Arbeitsgrundlage für faunistische und floristische Erfassungen nach Tierarten-Erfassungsprogramm und Pflanzenarten-Erfassungsprogramm der Fachbehörde für Naturschutz. *Naturschutz Landschaftspflege Niedersachsen A/5.*
- NOLTE, W. (1934): Zur Biologie des Rebhuhns. Neudamm.
- PEGEL, M. (1986): Der Feldhase (*Lepus europaeus* PALL.) im Beziehungsgefüge seiner Um- und Mitweltfaktoren. *Arbkr. Wildbiologie u. Jagdwissenschaft* Gießen, 16.
- PEGEL, M. (1987): Das Rebhuhn (*Perdix perdix* L.) im Beziehungsgefüge seiner Um- und Mitweltfaktoren. *Arbkr. Wildbiologie u. Jagdwissenschaft* Gießen, 18 (2).
- PEGEL, M. (1994): Biotopverbesserungsmaßnahmen für das Rebhuhn – Modellfall: Feldraine. Tätigkeitsbericht IV. Folge 1993-1994. Staatliche Lehr- und Versuchsanstalt für Viehhaltung und Grünlandwirtschaft Aulendorf, Baden-Württemberg.
- PETHIG, H. (1995): Exogene Einflußfaktoren von Rebhuhnpopulationen (*Perdix perdix* L.) in zwei Untersuchungsgebieten der Niederrheinebene. Dissertation, Universität Saarbrücken.
- POTTS, G.R. (1986): The Partridge - Pesticides, Predation and Conservation. Collins Professional and Technical Books, London.
- ROESE, A. (1990): Vergleichende Untersuchung über Ökologie und Rückgangsursachen des Rebhuhn (*Perdix perdix* L.) in Niedersachsen. *Forschungsber. Landesjägerschaft Niedersachsen*, Teil 2.
- STRAUSS E., POHLMAYER K. (1997): Methodische Probleme bei der Scheinwerferzählung zur Ermittlung der Feldhasenbesätze. *Beitr. zur Jagd- u. Wildforschung* 22, 159-164.
- STRAUSS, E., POHLMAYER, K. (1996): Erste Ergebnisse und Erfahrungen aus dem niedersächsischen Wildtiererfassungsprogramm am Beispiel der Feldhasenbesätze. *Beitr. zur Jagd- u. Wildforschung* 21, 245-253.
- STRAUSS, E., VOIGT, U. (1999): Erfassung der Rebhuhn-Frühjahrsbesätze zur Verifizierung von Populationsdichten der Wildtiererfassung. *Ergebnisbericht im Auftrage der Landesjägerschaft Niedersachsen e.V. und des Deutschen Jagdschutz-Verbandes e.V. (unveröff.)*

SZEDERJEI, A., SZEDERJEI, M., STUDINKA, L. (1959): Hasen, Rebhühner, Fasanen. Dt. Bauernverl., Berlin.

TAPPER, S., POTTS, G.R., BROCKLESS, M. (1996): The effect of an experimental reduction in Predation pressure on the breeding success and population density of grey partridges (*Perdix perdix*). J. Appl. Ecology 33, 965-978.

THOMPSON, S.K. (1992): Sampling. Wiley, New York.

V. BENDA, R. (1955): Rebhuhnforschung in Birgate Manor. Wild- u. Hund 56, 401–405.

---

## GLOSSAR

Abundanz	Tierdichte – hier Anzahl Brutpaare pro km <sup>2</sup> Feld- und Ödlandfläche
ABD <sub>MAX</sub>	Abundanz, errechnet aus Maximalwert der Zählungen
ABD <sub>MIN</sub>	Abundanz, errechnet aus Minimalwert der Zählungen
ABD <sub>SCHÄTZ</sub>	Abundanz, errechnet aus Einschätzungen der Revierinhaber
Bestimmtheitsmaß	Quadrat des Maßkorrelationskoeffizienten $\rho_{BP}$ . Aussage darüber, welcher Anteil der Varianz einer Größe durch die Korrelation mit einer anderen Größe bestimmt wird
FÖD	Feld- und Ödlandfläche in km <sup>2</sup>
GR	Gesamtgröße des Jagdreviers in km <sup>2</sup>
Intercept-Parameter	Abschnitt auf der y-Achse
JNutz	Revierbezogene jagdliche Nutzfläche in km <sup>2</sup>
NSU	notwendiger Stichprobenumfang – auf Grundlage dieses Mindestwertes können Aussagen über die Grundgesamtheit z.B. die Populationsgröße in einem Gebiet getroffen werden (bei üblichen statistischen Sicherheitswerten)
Residuum	Abweichung eines statistischen Modells von der Realität; die Ursache liegt im Modell unberücksichtigt gebliebenen Einflußgrößen wie z.B. Wetter, methodische Fehler bei der Erfassung, Biotopqualität usw.
Steigungsparameter	Steigung der Regressionsgeraden
Variationsbreite	Differenz zwischen Minimal- und Maximalwert der einzelnen Zählergebnisse

---

## **8 Anhang**

**Tab. 12a:** Überblick der 12 untersuchten Jagdbezirke in Niedersachsen im Jahr **2000** mit Angaben zu den einzelnen Zählterminen mit der Anzahl beteiligter Zählpersonen und den jeweiligen relationalen Flächendaten in Hektar (GR = Reviergröße, JNUTZ = jagdliche Nutzfläche, FÖD = Feld- und Ödlandfläche, WALD = Waldfläche). Die Einschätzungen der Revierinhaber (SCHÄTZ) und die Zählergebnisse als Minima und Maxima (MIN, MAX) sind als absoluter Wert (Anzahl Brutpaare) und als relativer Wert (Abundanz) wiedergegeben. Rebhähne, die isoliert und nur bei einer Zählung beobachtet wurden, sind in ihrer Anzahl der anderen Zählung hinzugerechnet (+ x). Die **fett** gedruckten Abundanzwerte gehen in die statistischen Berechnungen ein.

Revier	Flächengrößen [ha]				Zähldatum	Anzahl Zähler	Brutpaare			Abundanz		
	GR	JNUTZ	FÖD	WALD			MIN	MAX	SCHÄTZ	MIN	MAX	SCHÄTZ
Ahe - Kohlenstädt	351	351	340	0	30.03.00	6	2	3	3	0,59	0,88	0,88
					11.04.00	5	3	4	<b>0,88</b>	<b>1,18</b>		
Bassum III - Klenkenborstel	690	407	377	30	08.04.00	11	15+1	16+1	20	<b>4,24</b>	<b>4,51</b>	5,31
					15.04.00	11	13	13	3,45	3,45		
Betzhorn GJ	693	690	475	215	06.04.00	11	7	8	11	1,47	1,68	2,32
					27.04.00	9	9	12	<b>1,89</b>	<b>2,53</b>		
Blumenau-Liethe	680	680	591	60	07.04.00	6	12	13	15	2,03	2,20	2,54
					28.04.00	10	13+2	14+2	<b>2,54</b>	<b>2,71</b>		
Dedensen	350	340	320	20	01.04.00	10	0	0	3	0,00	0,00	0,94
					18.04.00	7	4	4	<b>1,25</b>	<b>1,25</b>		
					19.04.00	4	4	4	1,25	1,25		
Devese	275	275	255	20	08.04.00	3	4	4	3	1,57	1,57	1,18
					16.04.00	4	5+1	5+1	<b>2,35</b>	<b>2,35</b>		
Döhlbergen – Rieda	520	480	469	1,5	31.03.00	8	9	10	10	1,92	2,13	2,13
					20.04.00	8	12	14	<b>2,56</b>	<b>2,99</b>		
Flettmar I	448	448	439	7	10.04.00	6	11	12	14	2,51	2,73	3,19
					26.04.00	6	15	17	<b>3,42</b>	<b>3,87</b>		
Hollwedel II - Dimhausen	742	700	648	50	09.04.00	12	12	12	7	1,85	1,85	1,08
					16.04.00	12	14	16	<b>2,16</b>	<b>2,47</b>		
Isernhagen K.B.	843	700	611	56	03.04.00	11	12	13	12	<b>1,96</b>	<b>2,13</b>	1,96
					17.04.00	13	6	7	0,98	1,15		
Stöckse III	311	311	255	50	05.04.00	4	3	4	3	<b>1,18</b>	<b>1,57</b>	1,18
					25.04.00	4	2	2	0,78	0,78		
Wipshausen Horst	350	250	195	40	13.04.00	7	3	3	6	1,54	1,54	3,08
					21.04.00	7	5	5	<b>2,56</b>	<b>2,56</b>		

**Tab. 12b:** Überblick der 11 untersuchten Jagdbezirke in Niedersachsen im Jahr **1999** mit Angaben zu den einzelnen Zählterminen mit der Anzahl beteiligter Zählpersonen und den jeweiligen relationalen Flächendaten in Hektar (GR = Reviergröße, JNUTZ = jagdliche Nutzfläche, FÖD = Feld- und Ödlandfläche, WALD = Waldfläche). Die Einschätzungen der Revierinhaber (SCHÄTZ) und die Zählergebnisse als Minima und Maxima (MIN, MAX) sind als absoluter Wert (Anzahl Brutpaare) und als relativer Wert (Abundanz) wiedergegeben. Rebhähne, die isoliert und nur bei einer Zählung beobachtet wurden, sind in ihrer Anzahl der anderen Zählung hinzugerechnet (+ x). Die **fett** gedruckten Abundanzwerte gehen in die statistischen Berechnungen ein.

Revier	Flächengrößen [ha]				Zähldatum	Anzahl Zähler	Brutpaare			Abundanz		
	GR	JNUTZ	FÖD	WALD			MIN	MAX	SCHÄTZ	MIN	MAX	SCHÄTZ
Bevensen					18.04.99	6	4	5		1,45	1,81	
					23.04.99	6	5	6	4	<b>1,81</b>	<b>2,17</b>	1,45
Bissendorf					24.04.99	9	23	26		<b>4,31</b>	<b>4,87</b>	
					07.05.99	9	21	22	30	3,93	4,12	5,62
Böckelse					21.04.99	9	4	4		1,03	1,03	
					26.04.99	9	8	9	12	<b>2,07</b>	<b>2,33</b>	3,10
Ettenbüttel II					06.04.99	6	1	1		0,39	0,39	
					21.04.99	6	6	9	5	<b>2,35</b>	<b>3,53</b>	1,96
Frielingen					21.04.99	7	12	14		<b>2,46</b>	<b>2,87</b>	
					25.04.99	7	1	1	11	0,20	0,20	2,25
					29.04.99	7(8)	9	9		1,84	1,84	
Heitlingen					22.04.99	5	2	2		0,61	0,61	
					28.04.99	7	2+1	3+1	2	<b>0,91</b>	<b>1,21</b>	0,61
Meinersen I					14.04.99	9	7	8		1,29	1,47	
					28.04.99	9	11	21	20	<b>2,02</b>	<b>3,86</b>	3,68
Metel					19.04.99	6	3	3		0,81	0,81	
					26.04.99	6	5	6	6	<b>1,35</b>	<b>1,62</b>	1,62
Meyenfeld					16.04.99	8	12	13		3,53	3,82	
					17.04.99	8	12	12	14	<b>3,53</b>	<b>3,53</b>	4,12
Stelingen					22.04.99	6	8	8		<b>2,85</b>	<b>2,85</b>	
					28.04.99	6	4	4	6	1,42	1,42	2,14
Wulfelade					09.04.99	8	4	5		0,73	0,91	
					23.04.99	8	11	14	13	<b>2,00</b>	<b>2,55</b>	2,36

# Regressionsmodelle für das Minimum und Maximum

## Output für das Minimum

### Min-Full-Modell

Call: lm(formula = iwf\$abadmin ~ iwf\$abdj + iwf\$gr + iwf\$jnutz + iwf\$oed)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.6491	-0.2742	-0.1157	0.299	0.7301

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	0.9440	0.3279	2.8793	0.0100
iwf\$abdj	0.5481	0.1057	5.1854	0.0001
iwf\$gr	0.0019	0.0016	1.1728	0.2561
iwf\$jnutz	-0.0054	0.0020	-2.6625	0.0159
iwf\$oed	0.0039	0.0021	1.9015	0.0734

Residual standard error: 0.4409 on 18 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.8164

F-statistic: 20.02 on 4 and 18 degrees of freedom, the p-value is 1.975e-006

### Min1

Call: lm(formula = iwf\$abadmin ~ iwf\$abdj)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.045	-0.339	0.07703	0.2779	0.7823

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	0.8662	0.2094	4.1365	0.0005
iwf\$abdj	0.5988	0.0772	7.7608	0.0000

Residual standard error: 0.4844 on 21 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.7415

F-statistic: 60.23 on 1 and 21 degrees of freedom, the p-value is 1.335e-007

### Min2

Call: lm(formula = iwf\$abadmin ~ iwf\$abdj - 1)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.207	-0.1129	0.2389	0.5774	1.32

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
iwf\$abdj	0.8783	0.0490	17.9327	0.0000

Residual standard error: 0.6375 on 22 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.936

F-statistic: 321.6 on 1 and 22 degrees of freedom, the p-value is 1.288e-014

### Min3

Call: lm(formula = iwf\$abadmin ~ iwf\$abdj + iwf\$oed)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.029	-0.3367	0.06153	0.2738	0.764

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	0.9182	0.3641	2.5215	0.0203
iwf\$abdj	0.6018	0.0808	7.4439	0.0000
iwf\$oed	-0.0001	0.0008	-0.1767	0.8616

Residual standard error: 0.496 on 20 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.7419

F-statistic: 28.74 on 2 and 20 degrees of freedom, the p-value is 1.313e-006

#### Min4

Call: lm(formula = iwf\$abadmin ~ iwf\$abdj + iwf\$soed - 1)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.276	-0.2832	0.1123	0.4142	1.173

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
iwf\$abdj	0.6695	0.0854	7.8367	0.0000
iwf\$soed	0.0015	0.0005	2.8218	0.0102

Residual standard error: 0.5556 on 21 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9536

F-statistic: 215.7 on 2 and 21 degrees of freedom, the p-value is 9.992e-015

#### Min5

CALL: LM(FORMULA = IWF\$ABADMIN ~ IWF\$ABDJ + IWF\$JNUTZ)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.9292	-0.3054	0.07402	0.2702	0.8182

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	1.1222	0.3360	3.3402	0.0033
iwf\$abdj	0.6197	0.0802	7.7293	0.0000
iwf\$jnutz	-0.0006	0.0007	-0.9752	0.3411

Residual standard error: 0.485 on 20 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.7532

F-statistic: 30.52 on 2 and 20 degrees of freedom, the p-value is 8.38e-007

#### Min6

Call: lm(formula = iwf\$abadmin ~ iwf\$abdj + iwf\$jnutz - 1)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.322	-0.246	0.06776	0.4879	1.228

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
iwf\$abdj	0.7047	0.0926	7.6074	0.0000
iwf\$jnutz	0.0011	0.0005	2.1510	0.0433

Residual standard error: 0.5907 on 21 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9475

F-statistic: 189.6 on 2 and 21 degrees of freedom, the p-value is 3.619e-014

#### Min7

Call: lm(formula = iwf\$abadmin ~ iwf\$abdj + iwf\$gr)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.028	-0.3174	0.04974	0.2752	0.7421

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	0.9487	0.3193	2.9710	0.0076
iwf\$abdj	0.6165	0.0939	6.5673	0.0000
iwf\$gr	-0.0002	0.0007	-0.3480	0.7315

Residual standard error: 0.4949 on 20 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.743

F-statistic: 28.92 on 2 and 20 degrees of freedom, the p-value is 1.255e-006

## Min8

Call: `lm(formula = iwfs$abadmin ~ iwfs$abdj + iwfs$gr - 1)`

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.218	-0.3334	0.07691	0.5041	1.261

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
<code>iwfs\$abdj</code>	0.6415	0.1095	5.8556	0.0000
<code>iwfs\$gr</code>	0.0012	0.0005	2.3666	0.0276

Residual standard error: 0.5798 on 21 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9495

F-statistic: 197.2 on 2 and 21 degrees of freedom, the p-value is 2.454e-014

## Output für das Maximum

### Max-Full-Modell

Call: `lm(formula = iwfs$abdmax ~ iwfs$abdj + iwfs$gr + iwfs$jnutz + iwfs$oed)`

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.8927	-0.2851	-0.0641	0.2889	1.252

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	0.8734	0.3832	2.2794	0.0351
<code>iwfs\$abdj</code>	0.7047	0.1235	5.7054	0.0000
<code>iwfs\$gr</code>	-0.0007	0.0019	-0.3674	0.7176
<code>iwfs\$jnutz</code>	-0.0006	0.0024	-0.2361	0.8160
<code>iwfs\$oed</code>	0.0019	0.0024	0.7950	0.4369

Residual standard error: 0.5152 on 18 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.7909

F-statistic: 17.02 on 4 and 18 degrees of freedom, the p-value is 6.193e-006

### Max1

Call: `lm(formula = iwfs$abdmax ~ iwfs$abdj)`

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.8479	-0.2957	-0.08743	0.3113	1.123

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	1.0860	0.2107	5.1537	0.0000
<code>iwfs\$abdj</code>	0.6732	0.0776	8.6709	0.0000

Residual standard error: 0.4875 on 21 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.7817

F-statistic: 75.18 on 1 and 21 degrees of freedom, the p-value is 2.212e-008

### Max2

Call: `lm(formula = iwfs$abdmax ~ iwfs$abdj - 1)`

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.9217	0.02901	0.2732	0.6345	1.522

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
<code>iwfs\$abdj</code>	1.0237	0.0551	18.5922	0.0000

Residual standard error: 0.7167 on 22 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9402

F-statistic: 345.7 on 1 and 22 degrees of freedom, the p-value is 6.106e-015

### Max3

Call: lm(formula = iwfsabdmx ~ iwfsabdj + iwfsaed)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.8307	-0.326	-0.1024	0.3134	1.196

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	0.9039	0.3632	2.4885	0.0218
iwfsabdj	0.6626	0.0806	8.2156	0.0000
iwfsaed	0.0005	0.0008	0.6202	0.5421

Residual standard error: 0.4948 on 20 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.7858

F-statistic: 36.68 on 2 and 20 degrees of freedom, the p-value is 2.034e-007

### Max4

Call: lm(formula = iwfsabdmx ~ iwfsabdj + iwfsaed - 1)

RESIDUALS:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.7752	-0.2841	-0.0008576	0.3455	1.546

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
iwfsabdj	0.7292	0.0850	8.5836	0.0000
iwfsaed	0.0022	0.0005	4.0018	0.0006

Residual standard error: 0.5525 on 21 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9661

F-statistic: 298.8 on 2 and 21 degrees of freedom, the p-value is 3.331e-016

### Max5

Call: lm(formula = iwfsabdmx ~ iwfsabdj + iwfsjnutz)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.8356	-0.3131	-0.1075	0.3118	1.147

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	0.9878	0.3449	2.8640	0.0096
iwfsabdj	0.6652	0.0823	8.0812	0.0000
iwfsjnutz	0.0002	0.0007	0.3646	0.7193

Residual standard error: 0.4978 on 20 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.7831

F-statistic: 36.11 on 2 and 20 degrees of freedom, the p-value is 2.303e-007

### Max6

Call: lm(formula = iwfsabdmx ~ iwfsabdj + iwfsjnutz - 1)

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.7602	-0.3567	-0.04168	0.4799	1.435

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t )
iwfsabdj	0.7399	0.0905	8.1788	0.0000
iwfsjnutz	0.0018	0.0005	3.5989	0.0017

Residual standard error: 0.5769 on 21 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.963

F-statistic: 273.2 on 2 and 21 degrees of freedom, the p-value is 8.882e-016

### Max7

Call: lm(formula = iwfsabdmx ~ iwfsabdj + iwfsgr)

Residuals:

```
      Min      1Q  Median      3Q      Max
-0.8277 -0.3125 -0.1087  0.3076  1.146
```

Coefficients:

```
              Value Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.0244  0.3218      3.1838  0.0047
iwf$abdj    0.6600  0.0946      6.9764  0.0000
iwf$gr      0.0002  0.0007      0.2578  0.7992
```

Residual standard error: 0.4987 on 20 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.7824

F-statistic: 35.95 on 2 and 20 degrees of freedom, the p-value is 2.381e-007

### Max8

Call: lm(formula = iwf\$abdmax ~ iwf\$abdj + iwf\$gr - 1)

Residuals:

```
      Min      1Q  Median      3Q      Max
-0.7323 -0.2925  0.0293  0.4788  1.519
```

Coefficients:

```
              Value Std. Error t value Pr(>|t|)
iwf$abdj    0.6869  0.1129      6.0859  0.0000
iwf$gr      0.0017  0.0005      3.2662  0.0037
```

Residual standard error: 0.5974 on 21 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9603

F-statistic: 254.1 on 2 and 21 degrees of freedom, the p-value is 1.887e-015