

**Entwicklung eines Prognose- und Entscheidungsmodells zur
Braunrostbekämpfung in Winterroggen und Winterweizen**

Von der Naturwissenschaftlichen Fakultät
der Gottfried Wilhelm Leibniz Universität Hannover
zur Erlangung des Grades eines

DOKTORS DER GARTENBAUWISSENSCHAFTEN

-Dr. rer. hort.-

genehmigte
DISSERTATION

von

Dipl.-Ing. sc. agr. Thomas Räder
geboren am 11.10.1976 in Worms

2007

Referent: Prof. Dr. Bernhard Hau

Korreferent: Prof. Dr. Heinrich Buchenauer

Tag der Promotion: 22. Dezember 2006

Kurzfassung

Braunrost ist in allen Ländern der Welt mit Weizen- und Roggenanbau verbreitet. In Winterweizen ist Braunrost (*Puccinia triticina* Erikss.) eine der wichtigsten und in Winterroggen ist Braunrost (*Puccinia recondita* f. sp. *secalis* Roberge ex Desmaz.) die wichtigste Blattkrankheit. Erträge und Qualitäten können durch Braunrostbefall stark reduziert werden. Eine Möglichkeit, den Rostbefall zu minimieren und eine gezielte Bekämpfung durchzuführen, ist der Einsatz von Prognosemodellen.

Ziel der Untersuchungen war es, Prognosemodelle zur Braunrostbekämpfung in Winterroggen und Winterweizen zu entwickeln. Mit den Modellen soll der Erstbefall von Braunrost auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 prognostiziert und der Verlauf der Befallshäufigkeiten auf diesen Blattetagen simuliert werden.

Aufgrund der untergeordneten Bedeutung von Winterroggen wurden bisher kaum epidemiologische Grundlagen für den Braunrost an Winterroggen erarbeitet. Im Rahmen der Arbeit wurden wichtige epidemiologische Parameter des Roggenbraunrosts untersucht.

In Laborversuchen wurde die Keimung von unterschiedlich alten Weizen- und Roggenbraunrost-uredosporen in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer erfasst. Die Keimungsrate von „alten“ Sporen war deutlich niedriger als von „frischen“ Sporen. Mit Hilfe der Keimungsdaten von „frischem“ und „altem“ Inokulum konnten Modelle entwickelt werden, welche die Keimung von Weizen- und Roggenbraunrostsporen als Funktion der Benetzungsdauer und der Temperatur vorhersagen. Im Rahmen der Modellierung wurden sowohl für das „alte“ als auch für das „frische“ Inokulum die minimale, maximale und optimale Keimungstemperatur ermittelt.

Mit Ergebnissen aus künstlichen Inokulationsversuchen im Klimaschrank für den Roggenbraunrost und mit Literaturdaten für den Weizenbraunrost konnte die Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer berechnet werden. Weiterhin konnte mit den Ergebnissen der Klimaschrankversuche auch eine Funktion für die Dauer der Inkubationszeit von Roggenbraunrost in Abhängigkeit von der Temperatur erstellt werden. Für die Dauer der Latenzzeit von Weizenbraunrost wurde eine Funktion aus der Literatur übernommen. Mittels der Infektionswahrscheinlichkeit kann das Infektionsrisiko in Abhängigkeit von dem Wetter charakterisiert werden. Die Infektionswahrscheinlichkeit kann als Basis für Prognosemodelle genutzt werden.

In Zusammenarbeit mit der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft (BBA) wurden Untersuchungen zur Virulenzsituation des Roggen- und Weizenbraunrosts durchgeführt. Es wurden die Virulenzfrequenz und die Virulenzkomplexität untersucht. Im Rahmen der Untersuchungen konnte festgestellt werden, dass durch die Sortenresistenz ein Selektionsdruck auf die Pathogenpopulation ausgeübt wird und es somit zu einer Anreicherung aggressiverer Isolate auf braunrostresistenten Roggen- und auch Weizensorten kommt. Aufgrund der schnellen Anpassung des Pathogens an den Wirt ist die rassenspezifische (qualitative) Resistenz nur von kurzer Dauer. Für den Roggenbraunrost lässt sich weiterhin festhalten, dass die Pathogenpopulation auch ohne weite Verbreitung resistenter Sorten eine hohe Diversität aufweist und sich an neue, wirksame rassenspezifische Resistenzen in relativ kurzer Zeit anpassen kann.

Mit den entwickelten Infektionswahrscheinlichkeiten für Roggen- und Weizenbraunrost kann das Befallsrisiko in Abhängigkeit von der Witterung berechnet werden.

Der Infektionsdruck (IPI) ist die Summe der täglichen Infektionswahrscheinlichkeiten. Im Rahmen der Arbeit wurden verschiedene Ansätze der IPI - Berechnung getestet. Zusätzlich wurden über einen Zeitraum von drei Jahren Feldversuche zum Braunrostbefall in Winterroggen und Winterweizen durchgeführt. In diesen Versuchen wurden die Befallsparameter Befallshäufigkeit und Befallsstärke pro Blatttage in wöchentlichen Abständen erhoben. Unter der Verwendung logistischer Funktionen wurde der Zusammenhang zwischen dem IPI und der Befallshäufigkeit für jede Blatttage ermittelt. Es wurden die Modelle „**PUCREC**-Winterroggen“ (lat. ***PUC**cinia **RE**condita) und „**PUCTRI**-Winterweizen“ (lat. ***PUC**cinia **TR**iticina) entwickelt.**

Mit den Modellen kann:

- der Erstbefall von Braunrost auf den Blatttagen F bis F-3;

- der Verlauf der Befallshäufigkeit auf den Blatttagen F bis F-3;

- und das Überschreiten von Bekämpfungsschwellen, die auf dem Befallsparameter Befallshäufigkeit basieren, prognostiziert werden.

Die Modelle **PUCREC** und **PUCTRI** wurden mit zahlreichen Daten, die nicht in die Modellbildung eingeflossen sind, validiert. Zur Validierung wurden unterschiedliche Verfahren angewandt. Zum einen wurde eine subjektive Validierung durchgeführt, als statistische Methoden wurden der Kolmogorov-Smirnov-Test und die Regressionsanalyse genutzt. Die Validierungsergebnisse zeigten eine zufrieden stellende Übereinstimmung zwischen den erhobenen und den simulierten Daten.

Die Modelle **PUCREC** und **PUCTRI** sollen im Frühjahr 2007 als Testversionen an die Pflanzenschutzdienste der Länder ausgeliefert werden.

Schlagwörter: Braunrost, Winterroggen, Winterweizen, Simulationsmodell, Virulenzdynamik

Abstract

Leaf rusts (*Puccinia triticina* Erikss. and *Puccinia recondita* f. sp. *secalis* Roberge ex Desmaz) are the most important diseases in winter wheat and in winter rye and occur throughout the world.

Crop yields and qualities are strongly reduced by leaf rust epidemics. In most of the countries, particularly in Germany, treatments against the disease are done during the crop season. A correct use of Decision Support Systems (DSS) offers the opportunities to optimise the fungicide strategy.

The aim of this project was the development of a DSS for leaf rust in winter rye and winter wheat. The models elaborated use weather parameters to forecast the first appearance of leaf rust and simulate the progress of disease incidence on different leaf layers (F, F-1, F-2 and F-3).

Experiments were conducted to analyse the dependencies of the principal epidemiological parameters (e. g. spore germination, incubation/latency period, infection favourability) on temperature and wetness duration.

In the first experiments, the germination of "old" and "fresh" leaf rust uredospores (both from winter rye and winter wheat) were investigated at different temperature and wetness duration regimes. The germination rate of the "old" spores was lower than the rate of the "fresh" spores. Based on these data, a model describing the germination of uredospores, as a function of wetness duration and temperature, was developed. In the same experiment, minimum, maximum and optimum temperatures for germination were determined and compared with literature data.

To obtain data for the development of a function for infection favourability of leaf rust in rye, depending on temperature and wetness duration, a trial with artificial inoculation of rye plants in a climate chamber was carried out. The function for infection favourability of leaf rust in wheat was derived from literature data. Also temperature functions of the incubation/latency periods were established from experiments with winter rye and from literature data for winter wheat.

By employing infection favourabilities, the infection risk for leaf rust depending on weather data was characterized. Infection favourability can be used as a basis for the development of a DSS.

Breeding for resistance offers further effective protection against leaf rust in winter rye and winter wheat. In co-operation with the Federal Biological Research Centre for Agriculture and Forestry (BBA), the structure and dynamics of the virulences of rye and wheat leaf rust were analysed. Virulence complexity and virulence frequencies were investigated. A result is that a selection pressure on the pathogenic population is exerted by cultivar resistance. As a consequence, frequencies of more aggressive isolates of leaf rust increase on resistant rye and also wheat cultivars. Due to the rapid adaptation of the pathogens to the host, race-specific (qualitative) resistance for leaf rust is only effective for a short time. For leaf rust on winter rye, the pathogen population showed a high diversity also without high popularity of rust resistant rye cultivars. Thus new effective race-specific resistance of rye cultivars can be overcome by virulent leaf rust races within a short time.

On the basis of weather factors, the daily infection favourability for leaf rust in winter rye and winter wheat was calculated. The sum of the daily infection favourabilities resulted in an Infection Pressure Index (IPI). In order to develop a model forecasting the disease occurrence and the disease incidence, data of field trials with weekly observations of disease development in 2002-2005 were used. A relation between IPI and disease incidence on different leaf layers was established by means of logistic functions. The two models **PUCREC** (for winter rye lat. *PUCcincia RECondita*) and **PUCTRI** (for winter wheat lat. *PUCcincia TRIticina*) were developed.

The models can be used for different purposes:

- forecasting of the appearance of disease on the leaf layers;

- forecasting of the development of disease incidence;

- planning of spraying strategies based on a forecasted threshold of disease incidence.

PUCREC and **PUCTRI** were validated with a data set of disease incidences not used for modelling. Various validation methods were tested. The first method was a subjective validation, the second method a statistical validation using the Kolmogorov-Smirnov-test and the third method was a simple linear regression analysis of the data. The validation showed a satisfying agreement between recorded data and simulated data.

The models **PUCREC** and **PUCTRI** will be tested by the Crop Protection Services in Germany in the growing season 2007.

Keywords: Leaf rust, winter wheat, winter rye, simulation model, virulence dynamics

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung	1
2. Uredosporenkeimung von Roggen- und Weizenbraunrost	5
2.1 Einleitung.....	5
2.2 Material und Methoden.....	7
2.3 Ergebnisse.....	9
2.3.1 Keimung des Roggenbraunrosts.....	9
2.3.2 Modellierung der Keimung des Roggenbraunrosts.....	11
2.3.2.1 „Frisches“ Inokulum.....	11
2.3.2.2 „Altes“ Inokulum.....	15
2.3.2.3 Vergleich von „altem“ und „frischem“ Inokulum des Roggenbraunrosts..	18
2.3.3 Keimung des Weizenbraunrosts.....	18
2.3.4 Modellierung der Keimung des Weizenbraunrosts.....	19
2.3.4.1 „Frisches“ Inokulum.....	19
2.3.4.2 „Altes“ Inokulum.....	23
2.3.4.3 Vergleich von „altem“ und „frischem“ Inokulum des Weizenbraunrosts...	25
2.3.5 Vergleich der Keimung des Roggen- und Weizenbraunrosts.....	25
2.3.5.1 „Frisches“ Inokulum.....	25
2.3.5.2 „Altes“ Inokulum.....	26
2.4 Diskussion.....	27
3. Infektionswahrscheinlichkeit des Roggen- und Weizenbraunrosts	31
3.1 Einleitung.....	31
3.2 Material und Methoden.....	32
3.3 Ergebnisse.....	36
3.3.1 Roggenbraunrost.....	36
3.3.1.1 Inkubationszeit von Roggenbraunrost.....	36
3.3.1.2 Entwicklung des Befalls.....	37
3.3.1.3 Infektionswahrscheinlichkeit des Roggenbraunrosts.....	40
3.3.2 Weizenbraunrost.....	43
3.3.2.1 Latenzzeit des Weizenbraunrosts.....	43
3.3.2.2 Infektionswahrscheinlichkeit des Weizenbraunrosts.....	43
3.3.3 Vergleich der Infektionswahrscheinlichkeit des Roggen- und Weizenbraunrosts.....	46
3.4 Diskussion.....	47
4. Virulenzanalysen des Roggen- und Weizenbraunrosts	50
4.1 Einleitung.....	50
4.2 Material und Methoden.....	51
4.3 Ergebnisse.....	56
4.3.1 Roggenbraunrost 2003 – 2005.....	56
4.3.1.1 Virulenzkomplexität.....	56
4.3.1.2 Virulenzfrequenz.....	56
4.3.2 Weizenbraunrost 2003 – 2005.....	59
4.3.2.1 Virulenzkomplexität.....	59
4.3.2.2 Virulenzfrequenz.....	59
4.4 Diskussion.....	63
5. Prognose- und Entscheidungsmodell zur Braunrostbekämpfung in Winterroggen und Winterweizen	65
5.1 Einleitung.....	65
5.2 Material und Methoden.....	67
5.3 Ergebnisse.....	72
5.3.1 Dynamik des Roggenbraunrosts in den Feldversuchen.....	72
5.3.2 Modellierung der Roggenbraunrostepidemie (Modell PUCREC).....	75
5.3.3 Dynamik des Weizenbraunrosts in den Feldversuchen.....	80
5.3.4 Modellierung der Weizenbraunrostepidemie (Modell PUCTRI).....	83
5.4 Diskussion.....	88

6. Validierung der Modelle PUCREC und PUCTRI	92
6.1 Einleitung.....	92
6.2 Material und Methoden.....	93
6.3 Ergebnisse.....	99
6.3.1 Validierung des Modells PUCREC.....	99
6.3.1.1 Blatttage F.....	99
6.3.1.2 Blatttage F-1.....	101
6.3.1.3 Blatttage F-2.....	104
6.3.1.4 Blatttage F-3.....	106
6.3.2 Validierung des Modells PUCTRI.....	110
6.3.2.1 Blatttage F.....	110
6.3.2.2 Blatttage F-1.....	112
6.3.2.3 Blatttage F-2.....	114
6.3.2.4 Blatttage F-3.....	116
6.4 Diskussion.....	119
7. Schlussfolgerung	121
8. Literaturverzeichnis	125

Abkürzungsverzeichnis

Abb.	Abbildung
BASF	Badische Anilin und Soda Fabrik
BBA	Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft
BH	Befallshäufigkeit
BHBL _i	Befallshäufigkeit der Blattetage am Tag i
BHBL _{i+1}	Befallshäufigkeit der Blattetage am Tag i+1
BS	Befallsstärke
BSA	Bundessortenamt
BSL	Bundessortenliste
bzw.	beziehungsweise
ca.	circa
cm	Zentimeter
d. h.	das heißt
DDR	Deutsche Demokratische Republik
DLR	Dienstleistungszentrum Ländlicher Raum
DSS	Decision Support System
EDV	Elektronische Datenverarbeitung
e. g.	(exempli gratia) zum Beispiel
EI	Eich
g	Gramm
h	Stunden
ha	Hektar
INF	Infektionswahrscheinlichkeit
IPI	Infection Pressure Index
IZ	Inkubations- bzw. Latenzzeit
K	Kolmogorov-Smirnov-Test
kg	Kilogramm
km	Kilometer
kor	korrekt
l	Liter
lat.	Lateinisch
m ²	Quadratmeter
Mio.	Millionen
ml	Milliliter
mm	Millimeter
MZ	Mainz
n	Stichprobenumfang
N	Stickstoff
NN	Niederschlag
Nr.	Nummer
ns	nicht signifikant
o. g.	oben genannten
p	Signifikanzniveau
PASO	Prognose agrarischer Schadorganismen (Software)
ppm	parts per million
R ²	Bestimmtheitsmaß
rL	relative Luftfeuchte
ROM	Rommersheim
s	signifikant
sL	sandiger Lehm
T	Temperatur
t	Tonnen
Tab.	Tabelle
über	überschätzt
unter	unterschätzt
z. B.	zum Beispiel

ZEPP	Zentralstelle der Länder für EDV-gestützte Entscheidungshilfen und Programme im Pflanzenschutz
w	Benetzungsdauer
$d(T)$	Dauer der Inkubationszeit (Tage)
\geq	größer gleich
\leq	kleiner gleich
g_{\max}	maximale Keimung (%)
r_g	Ratenparameter
r_{\inf}	Ratenparameter
I_r	relative Rate der Inkubationszeit
$S.E._a$	Standardfehler der Regression von a
$S.E._b$	Standardfehler der Regression von b
t_b	Test der Steigung b der Regressionsanalyse
t_a	Test des Achsenabschnitts a der Regressionsanalyse
m	Formparameter
n	Formparameter
i_{\max}	maximale Anzahl Pusteln (Roggenbraunrost) bzw. maximale Anzahl substomataler Vesikel (Weizenbraunrost)
T_{\max}	maximale Temperatur
T_{\min}	minimale Temperatur
T_{opt}	optimale Temperatur
$g(w)$	Prozent gekeimte Uredosporen, in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer
$F_i(w)$	Pustelzahl (Roggenbraunrost) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bzw. substomatale Vesikel (Weizenbraunrost) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer
a	Regressionskoeffizient
b	Regressionskoeffizient
INF_i	tägliche Infektionswahrscheinlichkeit
T	Temperatur
%	Prozent
&	und
<	kleiner
>	größer
°C	Grad Celsius

1. Einleitung

Weizen ist für die Ernährung der Weltbevölkerung von außerordentlicher Bedeutung. Er wird auf allen Kontinenten angebaut und ist für Menschen in vielen Ländern ein Grundnahrungsmittel (ZELLER & HSAM, 2004). Weltweit wird der Weizenbedarf für das Jahr 2020 auf eine Milliarde Tonne geschätzt. Zurzeit werden ca. 600 Mio. Tonnen produziert. Um diesen Bedarf zu decken, muss eine Ertragssteigerung von derzeit 2,5 t / ha auf 4 t / ha erfolgen (RAJARAM, 2001). Roggen besitzt eine gute Anpassung an kühle Klimate und ist im großflächigen Anbau auf Europa und Nordasien beschränkt (Becker, 1993). In Deutschland betrug die Anbaufläche für Getreide im Jahr 2005 ca. 6,88 Mio. ha. Brotgetreide wurde auf 3,75 Mio. ha angebaut. Auf ca. 85 % der Brotgetreidefläche wurde Weizen und auf ca. 15 % der Fläche Roggen angebaut (BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT, 2005).

Während Weizen im gesamten Bundesgebiet angebaut wird, sind Anbauswerpunkte für Winterroggen vor allem die nördlichen Bundesländer Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg, Niedersachsen und Sachsen-Anhalt (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2003). Roggen ist besonders trockenresistent und daher auf leichten, sandigen Böden konkurrenzfähiger als Weizen (MIEDANER, 1997). Vor allem im Mischbrot, als Vollkornnahrungsmittel und als Futterkomponente in Tierfutter findet der Roggen Verwendung (BÖSE, 2002). Des Weiteren kann Roggen in der Biogasproduktion und der „Nonfood“-Industrie eingesetzt werden.

In der Getreideproduktion zählen Pilzkrankheiten zu den bedeutendsten Risikofaktoren (ZEDERBAUER, 2001). Braunrost in Winterweizen (*Puccinia triticina* Erikss.) ist in allen Ländern der Welt mit Weizenanbau verbreitet und gilt als eine der wichtigsten Krankheiten in dieser Kultur (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Weizenerträge können bis zu 40 % reduziert werden (CLIFFORD, 1988; STUCKEY & ZADOKS, 1989; MANNINGER, 1992; LONG et al., 1998). Unter extremen Bedingungen soll stärkerer Befall vor der Bestockung des Weizens Ertragsreduktionen von mehr als 90 % herbeigeführt haben (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Die Ertragsverluste gehen auf die Reduktion des Tausendkorngewichtes sowie die Minderung des Proteingehaltes zurück. Regional verheerende Rostepidemien gab es 1985 in Texas, 1983 bis 1985 in Südafrika und 1986 in Chile. Mit steigender Intensität des Anbaus nimmt die Bedeutung des Braunrosts zu (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999).

In Roggen ist Braunrost (*Puccinia recondita* f. sp. *secalis* Rob. Ex Desm.) die bedeutendste Blattkrankheit und tritt in allen Anbaugebieten Deutschlands regelmäßig auf (JÖRG & KRAUTHAUSEN, 2001). Roggenbraunrost findet man unter kontinentalen Bedingungen meist vor der Blüte. Bei anfälligen Sorten können hohe Ertrags- und Qualitätsverluste verursacht werden (KOBYLANSKI & SOLODUKHINA, 1983; HARTLEB et al., 1995). Seit der Einführung von krankheitsanfälligen Hybridsorten 1984 (BECKER, 1993) stieg der Braunrostbefall stark an. Hybridsorten besitzen eine höhere genetische Homogenität als Populationssorten (SCHMIDT, 1991), was zu einer Zunahme der Krankheitsanfälligkeit führen kann (MÖLLER, 2002). Künstliche Braunrostinfektionen führten bei Hybridroggen zu einer Verminderung des Tausendkorngewichtes von 14 % (MIEDANER & SPERLING, 1995). In Versuchen konnten mit Hilfe einer Fungizidbehandlung die Erträge um durchschnittlich 29 % im Vergleich zur unbehandelten Kontrolle gesteigert werden (WOLFE & FINCKH, 1997).

Der Braunrost ist nach der Taxonomie der Pilze in die Abteilung *Eumycota* eingeordnet. Er zählt zum Stamm der *Basidiomycotina* und zur Klasse der *Teliomycetes*, Ordnung *Uredinales* (Rostpilze), Familie *Pucciniaceae*, Gattung *Puccinia* und Art *Puccinia recondita*. Seit 1984 erfolgte die Umbenennung von *Puccinia recondita* f. sp. *tritici* (Weizenbraunrost) in *Puccinia triticina*. *Puccinia recondita* f.sp. *secalis* wurde als Bezeichnung für Roggenbraunrost festgelegt (SAVILE, 1984). In Untersuchungen fanden ANIKSTER et al. (1997), dass sich Weizen- und Roggenbraunrost morphologisch und genetisch unterscheiden und sich unterschiedlich entwickeln.

Bei den Rostpilzen handelt es sich um obligate Parasiten mit einer biotrophen Lebensweise. Als obligater Parasit benötigt der Braunrost für seine Ernährung ganzjährig eine lebende Wirtspflanze (OBST & GEHRING, 2002). Es gibt eine ausgeprägte physiologische Spezialisierung der Arten (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Um einen vollständigen Entwicklungszyklus mit fünf Sporenstadien zu durchlaufen, muss der Braunrost als heterözischer Pilz einen Wirtswechsel vollziehen (BÖRNER, 1990; HOFFMANN et al., 1994). Auf den Zwischenwirten werden dann die Spermarien und Aecidiosporen gebildet, auf dem Hauptwirt werden die Uredo- und Teleutosporen gebildet, aus denen die Basidiosporen wachsen (HOFFMANN et al., 1994). Häufig überwintert der Erreger auch im Uredostadium als Myzel, so dass ein Wirtswechsel nicht obligatorisch ist (BLUMER, 1963; BÖRNER, 1990; HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999; OBST & GEHRING, 2002). In der Epidemiologie spielen die Zwischenwirte wahrscheinlich kaum eine Rolle (KLOCKE, 2004).

Als Krankheitssymptome im Feld werden meist die Uredolager beobachtet. Die rostbraunen Uredolager sind von länglich ovaler Gestalt und enthalten zahlreiche Uredosporen. Meist treten die Uredosporen auf der Blattoberseite auf. In Jahren mit starkem Befall kann man auch auf der Blattunterseite, Halmen und Ähren nesterweise oder zerstreute Pusteln finden (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Uredosporen sind gegenüber tiefen Temperaturen sehr widerstandsfähig, sie bleiben unter Schnee monatelang am Leben (GÄUMANN, 1959; EVERSMEYER & KRAMER, 1998; HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Der Erreger erlangt seine Nahrung über die in den Zellen eingewachsenen Haustorien. Reißt die Epidermis auf, werden die in den Sporenlagern gebildeten rostfarbenen Uredosporen vom Wind verbreitet und führen zu neuen Infektionen während der Vegetation. Es kommt zur Ausbreitung der Krankheit (BÖRNER, 1990; OBST & GEHRING, 2002).

Meist basieren die Bekämpfungsschwellen für Roggen- und Weizenbraunrost auf dem Befallsparameter Befallshäufigkeit. Je nach Bundesland variieren die Schwellen zwischen 1 und 30 % Befallshäufigkeit auf den oberen drei bzw. vier Blattetagen. In der Regel ist allerdings die Feststellung des Erstauftretens Auslöser für einen Fungizideinsatz. Häufig wird auch eine routinemäßige Behandlung zum Zeitpunkt des Ährenschiebens durchgeführt. Aufgrund veränderter ökologischer Bewertungsmaßstäbe wird allerdings der Einsatz von Pflanzenschutzmitteln immer mehr in Frage gestellt.

Eine Möglichkeit den Braunrostbefall zu minimieren ist die Nutzung von resistenten Sorten. Durch den Einsatz von Bekämpfungsschwellen in Kombination mit resistenten Sorten kann der Fungizideinsatz verringert werden (BEER, 1991; HARTLEB et al., 1995). Beim Winterroggen sind allerdings aufgrund der hohen Braunrostanfälligkeit im Vergleich zum Winterweizen keine sortenabhängigen Fungizidstrategien möglich. Derzeit sind die am weitesten verbreiteten Populations- und Hybridsorten für Winterroggen meistens als anfällig einzustufen. Bei den

großflächig angebauten Roggensorten (> 500 ha Vermehrungsfläche 2005) ist nur eine Sorte, nämlich die Populationsorte Recrut, mit der Boniturnote 4 als mäßig resistent einzustufen. Bei den großflächig angebauten Weizensorten (> 500 ha Vermehrungsfläche 2005) sind 17 Sorten als resistent bzw. mäßig resistent gegenüber Braunrost eingestuft (BUNDESSORTENAMT, 2006).

Eine andere Möglichkeit, den Fungizideinsatz zu minimieren, ist der Einsatz von Prognosemodellen. In anderen Ackerbau- und vor allem Obstbaukulturen wurden schon sehr gute Erfahrungen mit computergestützten Entscheidungshilfen (Prognosemodelle und Expertensysteme) gesammelt (JÖRG et al., 1999). In der ehemaligen DDR wurden Simulationsmodelle für Pflanzenkrankheiten, z. B. zum landesweiten Fungizideinsatz, in großem Umfang eingesetzt (GUTSCHE & KLUGE, 1983). Besonders im Kartoffel- und Apfelanbau spielen Prognosemodelle eine zentrale Rolle bei der Steuerung des Pflanzenschutzmitteleinsatzes (KLEINHENZ & JÖRG, 1998). Mit Hilfe von Prognosemodellen kann der Zeitbedarf für Felderhebungen minimiert werden, indem frühe Erhebungen eingespart werden. Auch die Optimierung des Bekämpfungstermins wird angestrebt, d. h. mit einer Entscheidungshilfe kann der Termin des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle und somit der Einsatztermin für die Fungizide vorhergesagt werden (RACCA et al., 2002).

Für den Braunrost an Winterweizen existieren zahlreiche Modellansätze (CHESTER, 1943; STAKMAN & CHRISTENSEN, 1946; ROELFS et al., 1968; DIRKS & ROMIG, 1970; EVERSMEYER & BURLEIGH, 1970; BURLEIGH et al., 1972; SHANER & HESS, 1978; FLEMING, 1983; MINKEVICH & ZAKHAROVA, 1987; DE LA ROCQUE, 1988; STATLER & HELGESON, 1988; DAAMEN, 1991; PAVELEY, 1993; EVERSMEYER & KRAMER, 1996; EVERSMEYER, 1997; ROSSI et al., 1996; ROSSI et al., 1997; FRIESLAND 2000).

Zurzeit fehlen allerdings für Braunrost praxistaugliche Prognose- bzw. Simulationsmodelle, mit denen ein Erstbefall prognostiziert bzw. der Verlauf der Befallshäufigkeit simuliert werden kann.

Ziele der vorliegenden Arbeit sind:

- ⇒ die Untersuchung des Keimverhaltens unterschiedlich alter Roggen- und Weizenbraunrosturedosporen in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer und der Temperatur (Kapitel 2),
- ⇒ die Entwicklung einer Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer und die Beschreibung der Dauer der Inkubations- bzw. Latenzzeit in Abhängigkeit von der Temperatur mit Hilfe von Labor- und Literaturdaten (Kapitel 3),
- ⇒ Untersuchungen zur Verschiebung von Virulenzen, um das populationsdynamische Verhalten während der Vegetation zu analysieren und eventuell die vorhandenen Sortenresistenzen in Prognosemodelle einzubeziehen (Kapitel 4),
- ⇒ die Entwicklung eines Modells zur Prognose des Erstbefalls und des Verlaufs der Befallshäufigkeiten auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 für Roggen- und Weizenbraunrost (Kapitel 5),
- ⇒ die Validierung der entwickelten Modelle mit unabhängigen Daten (Kapitel 5).

Die genannten Modelle sollen nach Abschluss des Vorhabens an die Zentralstelle der Länder für EDV-gestützte Entscheidungshilfen und Programme im Pflanzenschutz (ZEPP) übergeben werden. Dort werden sie in die PASO-Software (Prognose agrarischer Schadorganismen;

KLEINHENZ & JÖRG, 1998) der Pflanzenschutzdienste integriert und danach, falls noch erforderlich, flächendeckend für deutsche Anbauggebiete validiert.

2. Uredosporenkeimung von Roggen- und Weizenbraunrost

Zusammenfassung

In Laborversuchen wurde die Keimung von unterschiedlich alten Weizen- und Roggenbraunrost-uredosporen in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer untersucht. Die Keimungsrate von „alten“ Sporen war deutlich niedriger als von „frischen“ Sporen.

Mit Hilfe der Keimungsdaten vom „frischen“ und „alten“ Inokulum konnten Modelle entwickelt werden, welche die Keimung von Weizen- und Roggenbraunrostsporen als Funktion der Benetzungsdauer und der Temperatur vorhersagen. Im Rahmen der Modellierung wurden sowohl für das „alte“ als auch für das „frische“ Inokulum die minimale, maximale und optimale Keimungstemperaturen ermittelt.

Beim „frischen“ Roggenbraunrostinokulum sind mindestens 3,9 °C für die Sporenkeimung erforderlich. Optimale Temperatur ist 16,8 °C und maximale Temperatur ist ca. 30 °C. Nach nur einer Stunde Benetzungsdauer keimen die ersten Sporen. Beim „alten“ Inokulum sind mindestens drei Stunden Benetzungsdauer zum Start der Keimung notwendig. Minimale Temperatur ist ca. 0 °C, optimale Temperatur ca. 12,8 °C und maximale Temperatur ca. 30 °C.

Beim „frischen“ Weizenbraunrostinokulum keimen die ersten Sporen nach einer Stunde Benetzungsdauer. Minimale Keimungstemperatur ist ca. 0 °C, optimale Temperatur ca. 17,3 °C und maximale Keimungstemperatur ca. 30 °C. Bei den „frischen“ Weizenbraunrostsporen gibt es nur geringe Unterschiede bezüglich der Keimung im Temperaturbereich 5 bis 25 °C.

Bei den „alten Sporen“ keimen ebenfalls nach einer Stunde Benetzungsdauer die ersten Sporen. Minimale Temperatur ist ca. 0 °C, optimale Temperatur ca. 13,9 °C und maximale Keimungstemperatur ca. 30,7 °C. Im Vergleich zu den „frischen“ Sporen gibt es bei den „alten“ Sporen deutliche Unterschiede bezüglich der Keimung im Temperaturbereich 5 bis 25 °C.

2.1 Einleitung

Braunrost in Winterweizen (*Puccinia triticina* Erikss.) ist in allen Ländern der Welt mit Weizenanbau verbreitet und gilt als eine der wichtigsten Krankheiten in dieser Kultur (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Weizenerträge können um mehr als 25 % reduziert werden (STUCKEY & ZADOKS, 1989). Unter extremen Bedingungen soll stärkerer Befall vor der Bestockung des Weizens Ertragsreduktionen von mehr als 90 % herbeigeführt haben. Regional verheerende Rostepidemien gab es z. B. 1985 in Texas, 1983 bis 1985 in Südafrika und 1986 in Chile. Neben dem Ertrag wird auch die Erntequalität (z. B. Herabsetzung des Eiweißgehaltes) durch Braunrostbefall beeinträchtigt (OBST & GEHRING, 2002; PRIGGE et al., 2004).

In Roggen ist Braunrost (*Puccinia recondita* Roberge ex Desmaz. f. sp. *secalis*) die wichtigste Blattkrankheit und kommt in allen Anbaugebieten Deutschlands regelmäßig vor (JÖRG & KRAUTHAUSEN, 2001). Der Roggenbraunrost tritt unter kontinentalen Bedingungen meist vor der Blüte auf und kann bei anfälligen Sorten hohe Ertrags- und Qualitätsverluste verursachen (KOBYLANSKI & SOLODUKHINA, 1983; HARTLEB et al., 1995). Künstliche Braunrostinfektionen führten

bei Hybridroggen zu einer durchschnittlichen Verminderung des Tausendkorngewichtes von 14 % (MIEDANER & SPERLING, 1995).

Mit steigender Intensität des Anbaus nimmt die Bedeutung des Braunrosts zu (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Braunrost schädigt durch eine Umstimmung des pflanzlichen Stoffwechsels. Es kommt zur Anreicherung von Assimilaten und Nährstoffen an den Infektionsstellen auf Kosten der Wurzelentwicklung und des meristematischen Gewebes (KRONE, 1994). Während das übrige Gewebe seneszent wird, bleiben Zonen in oder um die Rostpusteln grün (COGHLAN & WALTERS, 1990; PRIGGE et al., 2004). Diese „Grünen Inseln“ sind das klassische Symptom für die Infektion mit einem biotrophen Pilz. Durch die Anreicherung von Cytokininen im infizierten Gewebe bleibt die stoffwechselphysiologische Aktivität des Blattgewebes länger aufrechterhalten und der Chlorophyllabbau wird verzögert (DURBIN, 1984; HALE & ORCUTT, 1987). Braunrostbefall beeinträchtigt die pflanzliche Entwicklung durch Verminderung der Photosyntheseleistung, Erhöhung der Atmung und Verdunstung. Infektionen in der Kornfüllungsphase rufen durch die Reduktion des Tausendkorngewichtes Qualitäts- und Ertragsverluste hervor (HARTLEB et al., 1995). Der Braunrost ist nach der Taxonomie der Pilze in die Abteilung *Eumycota* eingeordnet. Er zählt zum Stamm der *Basidiomycotina* und zur Klasse der *Teliomycetes*, Ordnung *Uredinales* (Rostpilze), Familie *Pucciniaceae*, Gattung *Puccinia* und Art *Puccinia recondita*. Bei den Rostpilzen handelt es sich um obligate Parasiten mit einer biotrophen Lebensweise. Als obligater Parasit benötigt der Braunrost für seine Ernährung ganzjährig eine lebende Wirtspflanze (OBST & GEHRING, 2002).

Es gibt eine ausgeprägte physiologische Spezialisierung der Arten (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). 1815 unterschied DE CANDOLLE Weizenbraunrost von anderen Weizenrosten und nannte ihn *Uromyces rubigovera*. ERIKSSON & HENNING beschrieben im Jahre 1864 erstmals Braunrost an Roggen (*Secale cereale*) als *Puccinia dispersa* Erikss. et Henn.. ERIKSSON (1894) trennte Roggen- und Weizenbraunrost und gab dem Weizenbraunrost den Namen *Puccinia triticina*. Dieser Name wurde nur in Teilen von Osteuropa genutzt. MAINS (1932) benannte den Weizenbraunrost *Puccinia rubigovera* und etablierte eine Gruppe von 52 *formae speciales*. CUMMINS & CALDWELL (1956) hielten *Puccinia recondita* für die korrekte Bezeichnung von Braunrost. Da der Erreger des Roggenbraunrosts morphologisch sowie in der Biologie dem Weizenbraunrost sehr ähnlich ist, ordneten WILSON & HENDERSON (1966) den Roggenbraunrost der Sammelart *Puccinia recondita* Roberge ex Desmaz. zu. *Puccinia recondita* f. sp. *tritici* war die weit verbreitete Bezeichnung für Weizenbraunrost (SAMBORSKI, 1985). 1984 erfolgte die Umbenennung von *Puccinia recondita* f. sp. *tritici* in *Puccinia triticina*. *Puccinia recondita* f. sp. *secalis* wurde als Bezeichnung für Roggenbraunrost festgelegt (SAVILE, 1984). In Untersuchungen fanden ANIKSTER et al. (1997) heraus, dass sich Weizen- und Roggenbraunrost morphologisch und genetisch unterscheiden und sich unterschiedlich entwickeln.

Im Rahmen des Promotionsvorhabens „Entwicklung eines Prognose- und Entscheidungsmodells zur Braunrostbekämpfung in Winterroggen und Winterweizen“ wird ein Modell zur Prognose des Erstbefalls von Braunrost an Winterroggen und Winterweizen und ein Modell zur Simulation von Befallsverläufen entwickelt. Aufgrund der wichtigen epidemiologischen Bedeutung der Uredosporen wurde deren Keimung in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer

im Rahmen der Arbeit untersucht. Uredosporen sind gegenüber tiefen Temperaturen sehr widerstandsfähig, sie bleiben unter Schnee monatelang am Leben (GÄUMANN, 1959; HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Häufig überwintert der Erreger auch im Uredostadium als Mycel, so dass ein Wirtswechsel für den Rostpilz nicht obligatorisch ist (BLUMER, 1963; HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999).

Beim Weizenbraunrost gibt es zahlreiche Literaturdaten zu den Kardinaltemperaturen der Uredosporenkeimung (STOCK, 1931; ZADOKS, 1965; ROELFS et al., 1992; KLUGE et al., 1999). WIESE & RAVENSCROFT (1979), ROWELL (1981, 1982), EVERSMEYER et al. (1988) und DE VALLAVIEILLE-POPE (1995) untersuchten, unter anderem, die Keimung der Sporen in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und der Anzahl Stunden mit tropfbar flüssigem Wasser.

Das Überleben von Uredosporen des Weizenbraunrosts unter verschiedenen Bedingungen wurde von EVERSMEYER & BURLEIGH (1968) und ROELFS et al. (2002) erforscht.

Aufgrund der untergeordneten Bedeutung von Winterroggen gibt es, im Vergleich zum Winterweizen, nur wenig Daten zur Uredosporenkeimung. In der vorhandenen Literatur konnten nur Angaben von WARD (1901, 1902), STOCK (1931) und KLUGE et al. (1999) zu den Kardinaltemperaturen der Uredosporenkeimung gefunden werden.

Mit Hilfe von Laborversuchen wurde die Keimung von unterschiedlich alten Roggen- und Weizenbraunrosturedosporen in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und der Benetzungsdauer untersucht.

2.2 Material und Methoden

Die Versuche fanden in Klimaschränken der Firma Rumed, Rubarth Apparate GmbH, Typ 1100 am Dienstleistungszentrum Ländlicher Raum (DLR) Rheinhessen-Nahe-Hunsrück statt. Ziel war es, die Keimung von Weizen- und Roggenbraunrosturedosporen verschiedenen Alters, in Abhängigkeit von unterschiedlichen Temperaturen und der Benetzungsdauer zu untersuchen. Während der Benetzungsdauer ist tropfbar flüssiges Wasser vorhanden.

Die Roggenbraunrostsporen stammten von der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft (BBA, Institut für Pflanzenschutz in Ackerbau und Grünland). Die Sporen wurden für 4-4,5 Stunden auf Silica Gel Orange der Firma Roth im Kühlschrank getrocknet (KNOTT, 1989) und anschließend ca. drei bis vier Wochen im Kühlschrank bei einer Temperatur von ca. 5 °C gelagert.

Dann wurde ein Keimtest mit diesen Sporen durchgeführt. Im Folgenden werden die Sporen als „altes“ Inokulum bezeichnet. Weiterhin wurden während der Vegetation Uredosporen von befallenen Roggenblättern der Winterroggensorte Picasso gesammelt, indem kranke Blätter über Pergamentpapier abgeklopft wurden. Mit diesen Sporen wurde innerhalb der nächsten fünf Tage ein Keimtest durchgeführt. Im Folgenden werden diese Sporen als „frisches“ Inokulum bezeichnet.

Die BASF (Agrarzentrum Limburgerhof) stellte Weizenbraunrostsporen zur Verfügung. Weizenbraunrost wird dort auf der Sorte Kanzler vermehrt. Auch hier wurden die getrockneten Sporen ca. drei bis vier Wochen im Kühlschrank bei einer Temperatur von 5 °C gelagert. Anschließend wurde die Keimfähigkeit dieser Sporen getestet. Wie beim Roggenbraunrost werden diese Sporen als „altes“ Inokulum bezeichnet. Zusätzlich wurden während der Vegetation

Uredosporen von befallenen Weizenblättern der Winterweizensorte Monopol gesammelt. Diese Sporen werden als „frisches“ Inokulum bezeichnet.

Petrischalen (Durchmesser 9 cm) mit Wasseragar (5 g Agar / 1 l Wasser) wurden 12 Stunden vor Versuchsbeginn in ein feuchtes Tuch gewickelt und bei den Temperaturen 5, 10, 15, 20, 25 und 30 °C in die Klimaschränke gestellt. Anschließend wurden die Petrischalen entnommen und mit Hilfe einer Sprühflasche mit ca. 0,5 ml Sporen-Wettol-Wasser-Lösung besprüht. Die Konzentration der Lösung betrug $3,3 \times 10^5$ Sporen / ml. Für jede Temperatur wurden 20 Petrischalen beimpft. Nach dem Besprühen wurden die Schalen geschlossen und in das feuchte Tuch eingewickelt, so dass tropfbar flüssiges Wasser vorhanden war. Alle Petrischalen wurden wieder in die Klimaschränke zurückgestellt, denen sie entnommen worden waren. Die Versuche fanden in Dunkelheit statt.

Stündlich wurde eine Petrischale entnommen, und unter einem inversen Mikroskop wurden stündlich 200 Sporen ausgezählt. Die Petrischalen wurden mit Hilfe einer Schablone in vier Bereiche unterteilt, in denen jeweils 50 Sporen ausgezählt wurden. Es wurde untersucht, wie viele dieser Sporen einen Keimschlauch gebildet hatten. Eine Spore zählte als gekeimt, wenn die Länge des Keimschlauchs größer war als der Durchmesser der Spore (ZADOKS & GROENEWEGEN, 1967). Diese Versuche wurden mindestens über einen Zeitraum von 12 Stunden durchgeführt.

Auf der Basis der Keimungsdaten des „frischen“ und „alten“ Inokulums für Roggen- und Weizenbraunrost konnte der Verlauf der Keimung in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer modelliert werden. In dem ersten Schritt wurde die Keimung in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer mit Richards – Funktionen (RICHARDS, 1959) beschrieben, die so gewählt wurden, dass sie durch den Ursprung gehen ($g(w = 0) = 0$):

$$g(w) = g_{\max} * [1 - \exp(-r_g * w)]^{1/(1-m)} \quad [1]$$

wobei:

$g(w)$ = Prozent gekeimte Uredosporen, in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer

g_{\max} = maximale Keimung (%)

r_g = Ratenparameter

w = Benetzungsdauer

m = Formparameter

Die Parameter g_{\max} , r_g und m wurden für jede Temperatur – Feuchte - Kombination mit Hilfe nichtlinearer Regression geschätzt.

Im zweiten Schritt wurde das Modell erweitert, um die Keimung der Uredosporen sowohl in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer als auch in Abhängigkeit von der Temperatur zu beschreiben. Dazu wurden die Richards – Funktionen für jede Temperatur berechnet. Die Parameterwerte von g_{\max} hängen von der Temperatur ab. Der Parameter g_{\max} wurde mit folgender modifizierten Beta - Funktion (HAU, 1988; BASSANEZI et al., 1998) modelliert:

$$g_{\max}(T) = Y_{opt} [(T - T_{\min}) / (T_{opt} - T_{\min})]^{n(T_{opt} - T_{\min}) / (T_{\max} - T_{opt})} * [(T_{\max} - T) / (T_{\max} - T_{opt})]^n \quad [2]$$

Dabei ist T_{opt} die optimale Temperatur, Y_{opt} die Anzahl gekeimter Sporen bei optimaler Temperatur, T die aktuelle Temperatur (°C); T_{\min} und T_{\max} sind die untere und obere Temperaturgrenze und n ist ein Formparameter. Die Parameter T_{opt} , Y_{opt} , T_{\min} , T_{\max} und n wurden mit Hilfe nichtlinearer Regression geschätzt.

Im dritten Schritt der Modellierung wurde die kombinierte Funktion simultan an die Boniturdaten angepasst und die Funktionsparameter neu geschätzt.

Die Regressionsanalysen wurden mit dem Programm SIGMAPLOT2000[®] (6.0) und mit dem Programm EPIFUNK (Entwicklerversion) (RACCA, 2006) durchgeführt. Die Darstellung der Daten erfolgte mit den Programmen EXCEL 2003 und SIGMAPLOT2000[®].

2.3 Ergebnisse

2.3.1 Keimung des Roggenbraunrosts

In Abbildung 1A ist die Keimung von „altem“ Inokulum in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und der Benetzungsdauer dargestellt. Auffallend sind die starken Schwankungen der Keimung bei einer konstanten Temperatur und unterschiedlicher Benetzungsdauer. Bei einer Temperatur von 20 °C keimen z. B. nach fünf Stunden Benetzungsdauer 23 % der Sporen und nach sechs Stunden nur 3 % der Sporen. Nach drei Stunden keimen die ersten Sporen bei den Temperaturen 15 und 20 °C. Insgesamt keimen im höheren Temperaturbereich (25 und 30 °C) deutlich weniger Sporen als im Temperaturbereich 5 bis 20 °C. Die meisten Sporen keimen bei einer Temperatur von 10 °C und 16 Stunden Benetzungsdauer (Abb. 1A).

Beim „frischen“ Inokulum keimen deutlich mehr Uredosporen. Im Vergleich zum „alten“ Inokulum sind kaum Schwankungen innerhalb einer Temperatur festzustellen. Nach einer Stunde keimen bei allen Temperaturen die ersten Uredosporen. Im Temperaturbereich 10 bis 25 °C haben nach vier Stunden mindestens 70 % der Sporen einen Keimschlauch gebildet. Auf einem niedrigeren Niveau verläuft die Keimung bei einer Temperatur von 5 °C. Nach fünf Stunden sind ca. 50 % der Sporen gekeimt. Deutliche Unterschiede bezüglich der Keimung sind bei 30 °C festzustellen, es keimen nur maximal 3 % der Uredosporen. Maximale Uredosporenkeimung wird bei einer Temperatur von 15 °C und 14 Stunden Benetzungsdauer erreicht (Abb. 1B).

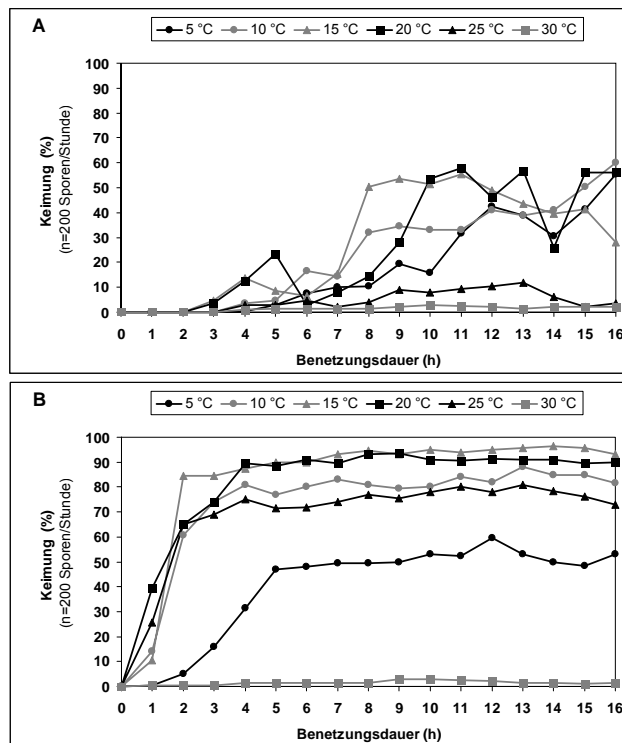


Abbildung 1: Keimung von Roggenbraunrostsporen in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei sechs verschiedenen Temperaturen (A = „altes“ Inokulum, B = „frisches“ Inokulum)

2.3.2 Modellierung der Keimung des Roggenbraunrosts

2.3.2.1 „Frisches“ Inokulum

Mit Hilfe der Keimungsdaten vom „frischen“ Inokulum (Abb. 1B) konnte die Keimung in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer modelliert werden. Die Abhängigkeit von der Benetzungsdauer wurde mit Richards - Funktionen (Gleichung 1, Abb. 2) beschrieben. Die Regressionsparameter sind in Tabelle 1 aufgeführt.

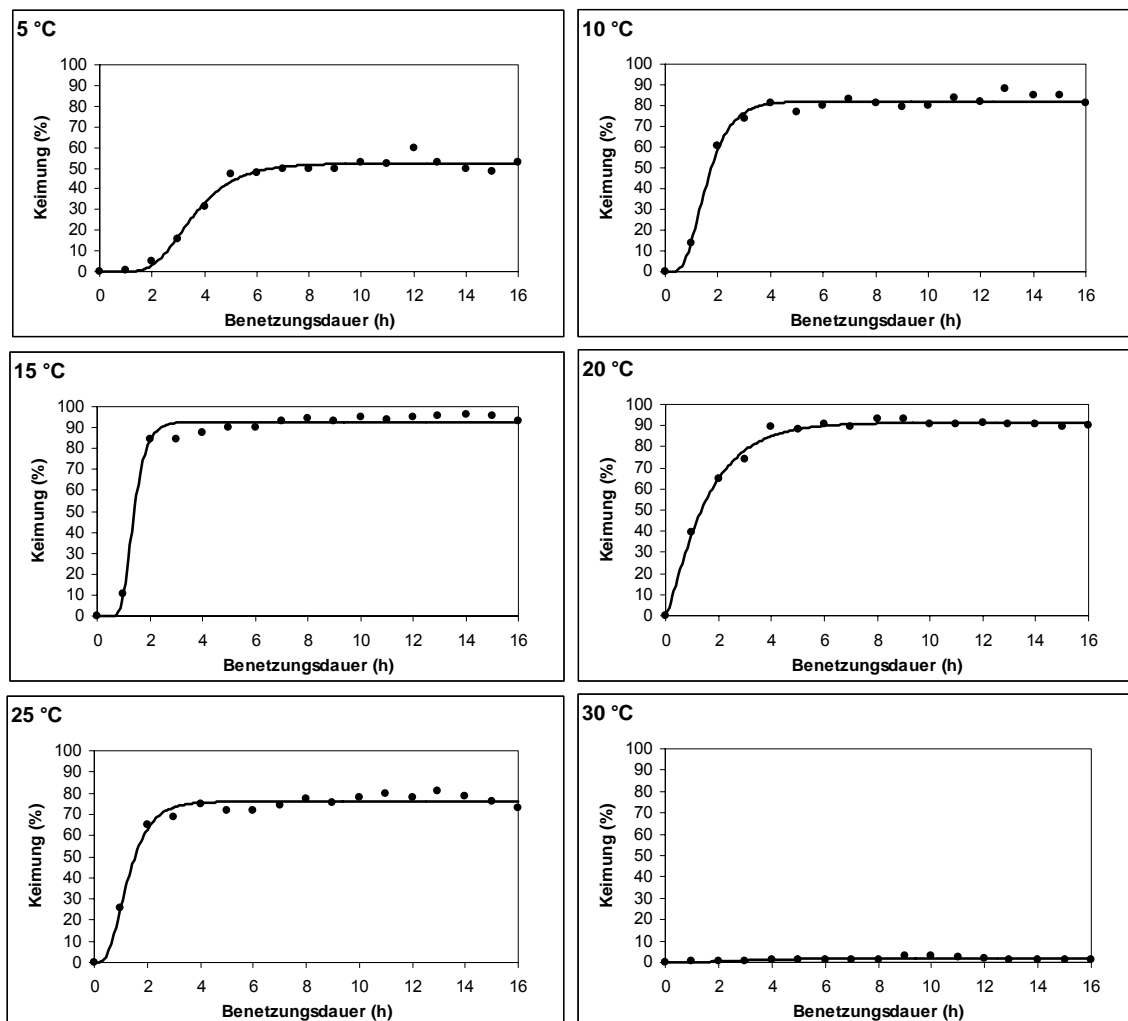


Abbildung 2: Keimung von Roggenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei sechs verschiedenen Temperaturen (• Daten, — Funktion, nach Gleichung 1)

Tabelle 1: Geschätzte Regressionsparameter der Richards - Funktionen (Gleichung 1), welche die Keimung von Roggenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei sechs verschiedenen Temperaturen beschreiben

Temperatur	Parameter	Wert	Standardfehler	p	R ²
5 °C	g_{\max}	52,2997	0,9148	<0,0001	0,98
	r_g	0,8762	0,1293	<0,0001	
	m	0,9334	0,0305	<0,0001	
10 °C	g_{\max}	82,0987	0,7733	<0,0001	0,99
	r_g	1,5432	0,1721	<0,0001	
	m	0,8600	0,0379	<0,0001	
15 °C	g_{\max}	92,7374	0,8756	<0,0001	0,99
	r_g	3,0136	0,4222	<0,0001	
	m	0,9767	0,0116	<0,0001	
20 °C	g_{\max}	91,4141	0,6424	<0,0001	0,99
	r_g	0,7242	0,0753	<0,0001	
	m	0,2217	0,1112	0,0660	
25 °C	g_{\max}	75,9794	0,8418	<0,0001	0,98
	r_g	1,6384	0,2809	<0,0001	
	m	0,7984	0,0738	<0,0001	
30 °C	g_{\max}	1,9143	0,2215	<0,0001	0,51
	r_g	0,5697	0,5045	0,2778	
	m	0,7423	0,4420	0,1153	

Aufgrund der Temperaturabhängigkeit erfolgt die Beschreibung des Parameters g_{\max} mit einer Beta - Funktion (Gleichung 2). Es wurden für T_{\min} und T_{\max} keine Werte festgehalten. Die Regressionsparameter der Beta - Funktion sind in Tabelle 2 aufgeführt.

Tabelle 2: Geschätzte Regressionsparameter der Beta - Funktion (Gleichung 2) zur Beschreibung der maximalen Keimung von Roggenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur

	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	93,6354	0,0606	0,0004	0,99
T_{min}	2,6539	0,0501	0,0120	
T_{max}	30,001	0,0002	<0,0001	
T_{opt}	16,9121	0,0197	0,0007	
n	0,4416	0,0031	0,0045	

Im dritten Schritt wurde die Kombination der Richards - und Beta - Funktion an alle Daten angepasst. Alle Funktionsparameter wurden simultan neu geschätzt. Die Regressionsparameter sind in Tabelle 3 aufgeführt. In Abbildung 3 ist die Kombination der Richards - und Beta - Funktion dargestellt (Gleichung 1, 2).

Tabelle 3: Geschätzte Regressionsparameter der kombinierten Richards - Beta - Funktion (Gleichung 1 und 2) zur Beschreibung des Keimungsverlaufs von Roggenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer

	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	94,1665	1,3203	<0,0001	0,97
T_{min}	3,8597	0,5127	<0,0001	
T_{max}	30,0004	0,0022	<0,0001	
T_{opt}	16,7531	0,3889	<0,0001	
n	0,4109	0,0565	<0,0001	
r_g	1,1480	0,1418	<0,0001	
m	0,7126	0,0677	<0,0001	

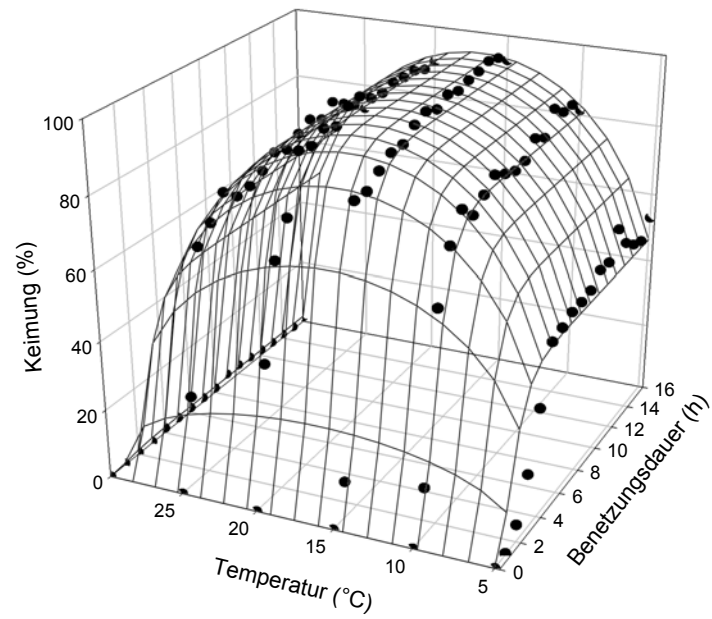


Abbildung 3: Modellierte Keimung von Roggenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer (nach Gleichung 1 und 2, $R^2 = 0,97$, • Boniturdaten, — Modell)

2.3.2.2 „Altes“ Inokulum

Analog zum „frischen“ Inokulum wurden mit den Keimungsdaten des „alten“ Inokulums (Abb. 1B) dieselben Schritte durchgeführt. Die Abhängigkeit von der Benetzungsdauer wurde wieder mit Richards - Funktionen (Gleichung 1, Abb. 4) beschrieben. Die Regressionsparameter sind in Tabelle 4 aufgeführt.

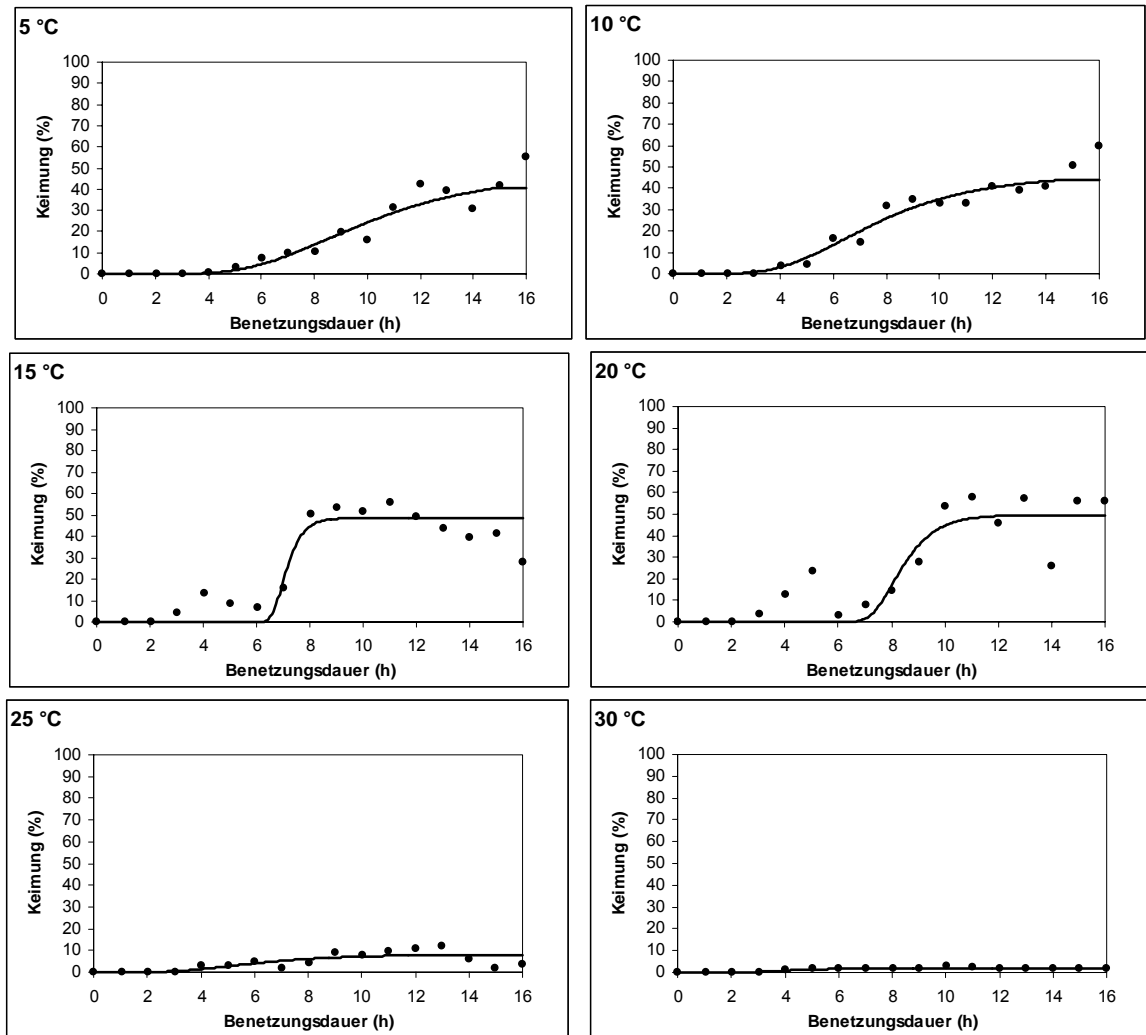


Abbildung 4: Keimung von Roggenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei sechs verschiedenen Temperaturen (• Daten, — Funktion, nach Gleichung 1)

Tabelle 4: Geschätzte Regressionsparameter der Richards - Funktionen (Gleichung 1), welche die Keimung von Roggenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei sechs verschiedenen Temperaturen beschreiben

Temperatur	Parameter	Wert	Standardfehler	p	R ²
5 °C	g_{\max}	47,1388	10,2348	0,0005	0,92
	r_g	0,2996	0,1343	0,0439	
	m	0,9228	0,0769	<0,0001	
10 °C	g_{\max}	46,1743	3,9113	<0,0001	0,96
	r_g	0,3609	0,0975	0,0027	
	m	0,9012	0,0614	<0,0001	
15 °C	g_{\max}	48,4906	2,4789	<0,0001	0,91
	r_g	2,4172	0,0547	<0,0001	
	m	0,9999	0,0000	<0,0001	
20 °C	g_{\max}	49,6704	4,9178	<0,0001	0,75
	r_g	1,1750	0,0648	<0,0001	
	m	0,9999	0,0000	<0,0001	
25 °C	g_{\max}	8,1482	1,7677	0,0005	0,58
	r_g	0,4322	0,4054	0,3058	
	m	0,8888	0,2482	0,0034	
30 °C	g_{\max}	2,0749	0,1624	<0,0001	0,83
	r_g	0,6629	0,3328	0,0678	
	m	0,9250	0,1096	<0,0001	

Die Beschreibung des Parameters g_{\max} erfolgte mit einer Beta - Funktion (Gleichung 2). Es wurden für T_{\min} und T_{\max} keine Werte festgehalten. Die Regressionsparameter der Beta - Funktion sind in Tabelle 5 aufgeführt.

Tabelle 5: Geschätzte Regressionsparameter der Beta - Funktion (Gleichung 2) zur Beschreibung der maximalen Keimung von Roggenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur

	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	53,5597	15,8045	0,1827	0,31
T_{\min}	5,9732e-007	60,7297	1,0000	
T_{\max}	30,000	23,9921	0,4295	
T_{opt}	10,9252	9,9076	0,4689	
n	1,2278	5,6927	0,8648	

Auch hier wurde die Kombination der Richards - und Beta - Funktion mit Hilfe aller erhobenen Daten optimiert. Die Funktionsparameter wurden simultan neu geschätzt. Für T_{\min} und T_{\max} wurden keine Werte festgehalten. Die Regressionsparameter sind in Tabelle 6 aufgeführt. In Abbildung 5 ist die Kombination der Richards - und Beta - Funktion dargestellt (Gleichung 1, 2).

Tabelle 6: Geschätzte Regressionsparameter der kombinierten Richards - Beta - Funktion (Gleichung 1 und 2) zur Beschreibung des Keimungsverlaufs von Roggenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer

	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	53,9099	3,8656	<0,0001	
T_{\min}	1,08721e-006	13,2737	1,0000	
T_{\max}	30,0000	10,8206	0,0067	
T_{opt}	12,7704	1,4450	<0,0001	0,80
n	1,5205	2,8751	0,5981	
r_g	0,4979	0,1294	0,0002	
m	0,9637	0,0311	<0,0001	

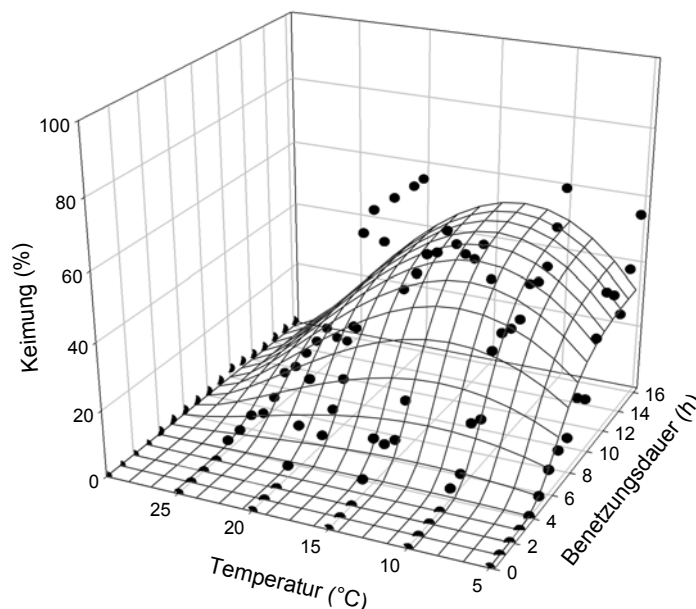


Abbildung 5: Modellierte Keimung von Roggenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer (nach Gleichung 1 und 2, $R^2 = 0,80$, • Boniturdaten, — Modell)

2.3.2.3 Vergleich von „altem“ und „frischem“ Inokulum des Roggenbraunrosts

Vergleicht man die Keimung von „altem“ und „frischem“ Inokulum, kann man feststellen, dass beim „frischen“ Inokulum eine Stunde Benetzungsdauer bei allen Temperaturen zur Bildung der ersten Keimschläuche ausreicht, während beim „alten“ Inokulum mindestens drei Stunden Benetzungsdauer erforderlich sind. Beim „frischen“ Inokulum ist nach vier Stunden Benetzungsdauer bei allen Temperaturen die maximale Keimung erreicht, beim „alten“ Inokulum steigt mit zunehmender Benetzungsdauer die Keimung der Uredosporen an, maximale Keimung wird nach 16 Stunden Benetzungsdauer erreicht.

Geschätzte optimale Keimungstemperatur ist beim „frischen“ Inokulum 16,8 °C. Beim „alten“ Inokulum ist die geschätzte optimale Temperatur mit 12,8 °C deutlich niedriger. Geschätzte minimale Keimungstemperatur ist beim „frischen“ Inokulum 3,9 °C, beim „alten“ Inokulum 0 °C. Geschätzte maximale Keimungstemperatur ist beim „frischen“ und „alten“ Inokulum 30 °C. Beim „frischen“ Inokulum ist der Temperaturbereich deutlich breiter als beim „alten“ Inokulum. Dies wird auch deutlich, wenn man den Formparameter n betrachtet. Beim „alten“ Inokulum ist der Parameter n deutlich größer als beim „frischen“ Inokulum. Je kleiner der Parameter n ist, desto breiter ist der Temperaturbereich. Vergleicht man die Steigung (Parameter r_g) der beiden Funktionen, kann man feststellen, dass beim „frischen“ Inokulum die Steigung mehr als doppelt so groß ist als beim „alten“ Inokulum. Beim „frischen“ Inokulum keimen maximal 93 % der Uredosporen, beim „alten“ Inokulum nur 54 % der Sporen.

2.3.3 Keimung des Weizenbraunrosts

In Abbildung 6A ist die Keimung von „altem“ Weizenbraunrostinokulum in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und der Benetzungsdauer dargestellt. Man kann die Keimung in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen in drei Verläufen zusammenfassen. Bei den Temperaturen 15 und 20 °C keimen die ersten Sporen nach einer Stunde. Nach fünf Stunden sind mehr als 70 % der Sporen gekeimt. Bei den Temperaturen 10 und 25 °C beginnt die Keimung nach zwei bzw. nach einer Stunde. Das Maximum von knapp 35 % wird nach 10 bis 12 Stunden erreicht. Nur wenig Uredosporen keimen bei den Temperaturen 5 und 30 °C. Bei 5 °C beginnt die Keimung nach zwei Stunden, maximal 5 % der Sporen keimen. Bei 30 °C keimen die ersten Sporen nach vier Stunden und erreichen ein Maximum von 0,5 %. Die meisten Sporen keimen bei einer Temperatur von 20 °C und 12 Stunden Benetzungsdauer (Abb. 6A).

Bei dem „frischen“ Inokulum keimen die ersten Sporen im Temperaturbereich 5 bis 25 °C nach einer Stunde Benetzungsdauer. In diesem Temperaturbereich steigt die Keimung stark an. Nach vier Stunden sind mindestens 80 % der Sporen gekeimt. Bei einer Temperatur von 30 °C beginnt nach drei Stunden die Keimung. Nur maximal 3 % der Sporen keimen nach 12 Stunden. Die meisten Sporen keimen bei einer Temperatur von 25 °C und neun Stunden Benetzungsdauer. 50 % der Sporen keimen bei einer Temperatur von 20 °C nach einer Stunde Benetzungsdauer. Danach ist der Anstieg der Keimung bei 20 °C im Vergleich zu den Temperaturen 10, 15 und 25 °C geringer (Abb. 6B).

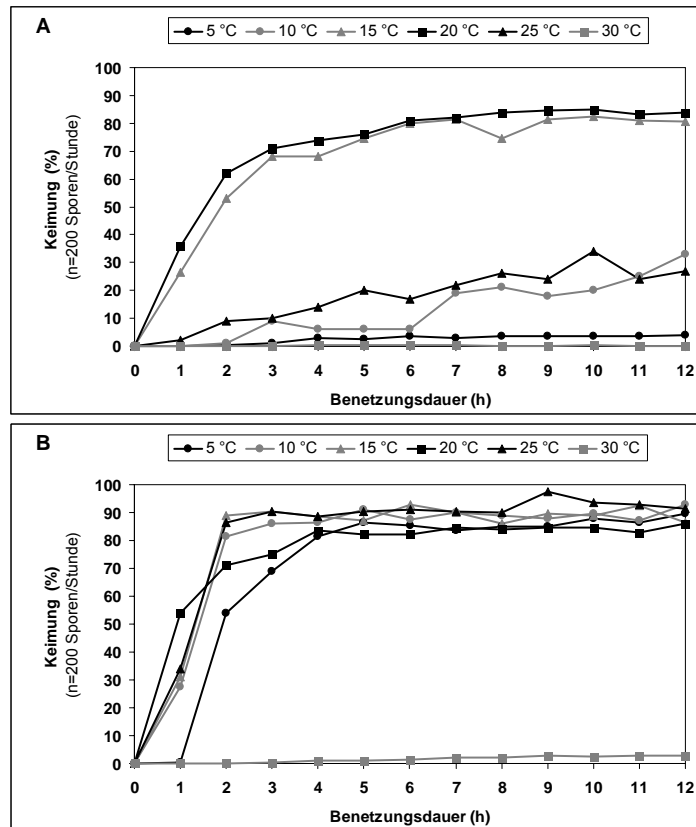


Abbildung 6: Keimung von Weizenbraunrostsporen in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei sechs verschiedenen Temperaturen (A = „altes“ Inokulum, B = „frisches“ Inokulum)

2.3.4 Modellierung der Keimung des Weizenbraunrosts

2.3.4.1 „Frisches“ Inokulum

Beim Weizenbraunrost wurde analog zum Roggenbraunrost vorgegangen. Die Richards - Funktionen sind in Abbildung 7 dargestellt. In Tabelle 7 sind die Regressionsparameter aufgeführt.

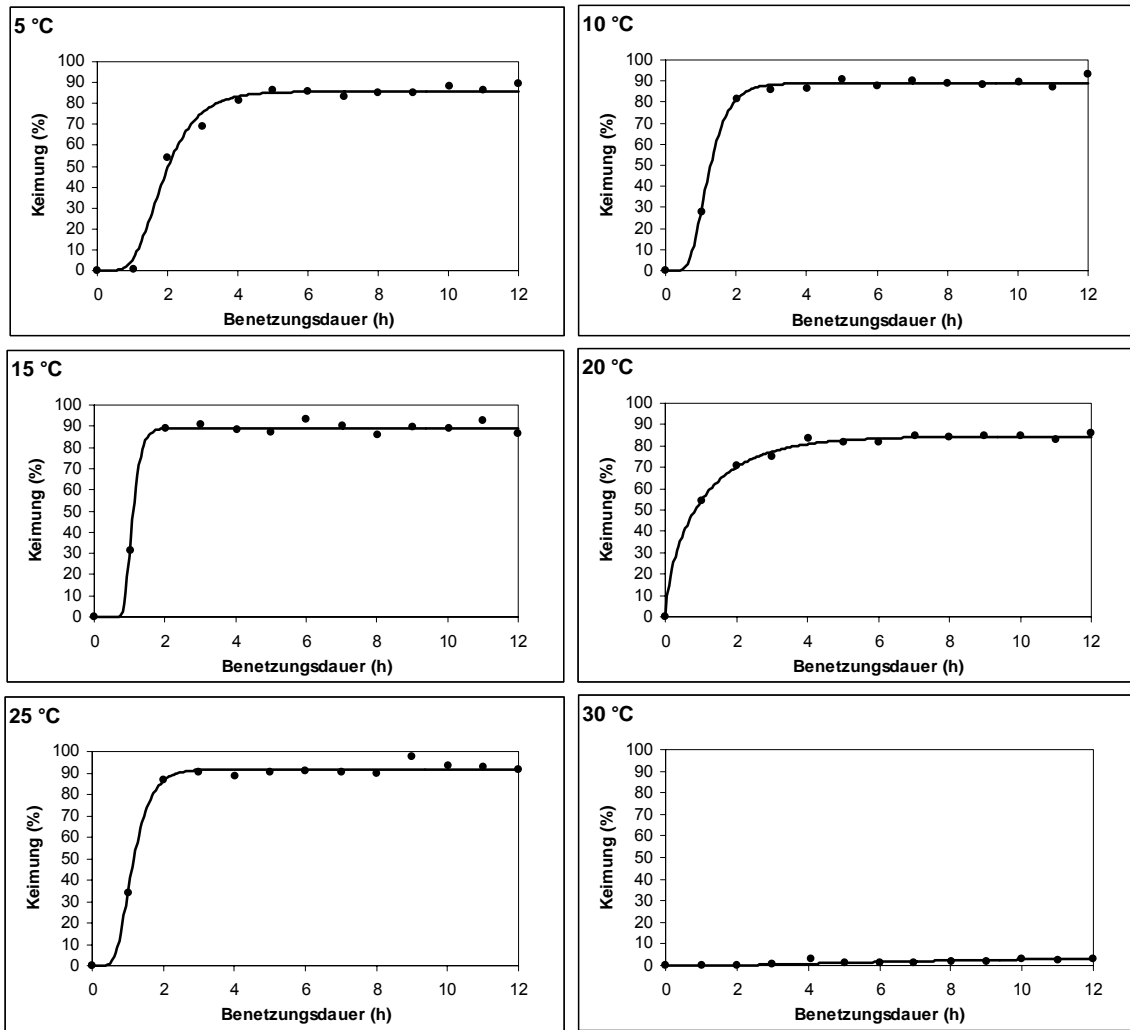


Abbildung 7: Keimung von Weizenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei sechs verschiedenen Temperaturen (• Daten, — Funktion, nach Gleichung 1)

Tabelle 7: Geschätzte Regressionsparameter der Richards - Funktionen (Gleichung 1), welche die Keimung von Weizenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei sechs verschiedenen Temperaturen beschreiben

Temperatur	Parameter	Wert	Standardfehler	p	R ²
5 °C	g_{\max}	85,6242	1,2334	<0,0001	0,99
	r_g	1,4991	0,2266	<0,0001	
	m	0,9085	0,0408	<0,0001	
10 °C	g_{\max}	88,8627	0,6436	<0,0001	0,99
	r_g	2,5055	0,2957	<0,0001	
	m	0,9273	0,0237	<0,0001	
15 °C	g_{\max}	89,2494	0,7119	<0,0001	0,99
	r_g	5,9595	9,9775	0,5636	
	m	0,9976	0,0239	<0,0001	
20 °C	g_{\max}	84,4220	0,6028	<0,0001	0,99
	r_g	0,6739	0,0975	<0,0001	
	m	-0,6075	0,2706	0,0486	
25 °C	g_{\max}	91,7014	0,7571	<0,0001	0,99
	r_g	2,7715	0,4937	0,0002	
	m	0,9349	0,0340	<0,0001	
30 °C	g_{\max}	3,5804	0,5774	0,0001	0,96
	r_g	0,2611	0,0986	0,0244	
	m	0,7149	0,1306	0,0003	

Auch hier erfolgte die Beschreibung des Parameters g_{\max} mit einer Beta - Funktion (Gleichung 2).

Es wurden für T_{\min} und T_{\max} keine Werte festgehalten. Die Regressionsparameter der Beta - Funktion sind in Tabelle 8 aufgeführt.

Tabelle 8: Geschätzte Regressionsparameter der Beta - Funktion (Gleichung 2) zur Beschreibung der maximalen Keimung von Weizenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur

	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	89,6129	8,1237	0,0576	0,88
T_{\min}	1,11483e-010	77,0818	1,0000	
T_{\max}	30,000	0,0056	0,0001	
T_{opt}	13,9031	17,6644	0,5755	
n	0,1663	0,5734	0,8203	

Die Kombination der Richards - und Beta - Funktion wurde mit Hilfe der erhobenen Daten optimiert. Die Funktionsparameter wurden simultan neu geschätzt. Für T_{\min} und T_{\max} wurden keine Werte festgehalten. Die Regressionsparameter sind in Tabelle 9 aufgeführt. In Abbildung 5 ist die Kombination der Richards - und Beta - Funktion dargestellt (Gleichung 1, 2).

Tabelle 9: Geschätzte Regressionsparameter der kombinierten Richards - Beta - Funktion (Gleichung 1 und 2) zur Beschreibung des Keimungsverlaufs von Weizenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer

	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	91,0651	1,6518	<0,0001	0,97
T_{\min}	1,03374e-010	12,9147	1,0000	
T_{\max}	30,0000	0,0006	<0,0001	
T_{opt}	17,2511	2,3940	<0,0001	
n	0,1071	0,0946	0,2614	
r_g	1,8276	0,2890	<0,0001	
m	0,8344	0,0588	<0,0001	

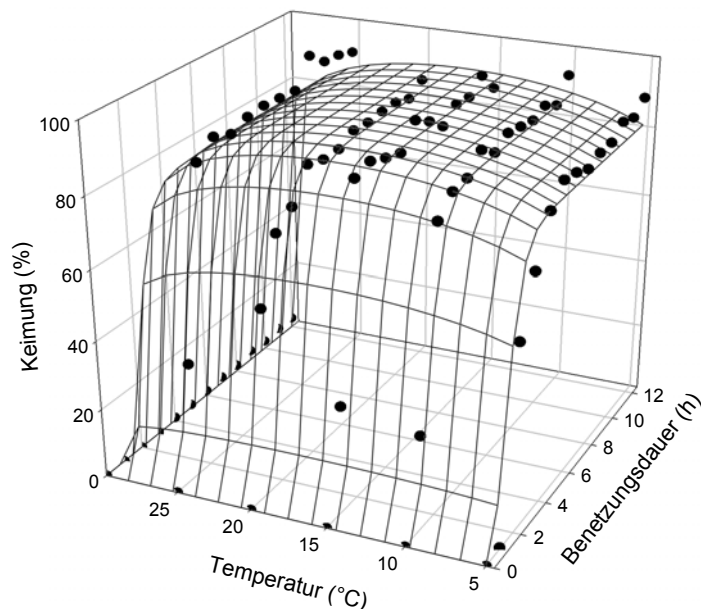


Abbildung 8: Modellierte Keimung von Weizenbraunrostsporen („frisches“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer (nach Gleichung 1 und 2, $R^2 = 0,96$, • Boniturdaten, — Modell)

2.3.4.2 „Altes“ Inokulum

Da analog zum „frischen“ Inokulum vorgegangen wurde, werden im Folgenden nur die Tabellen und Grafiken gezeigt. Bei einer Temperatur von 30 °C keimten fast keine Sporen. Aufgrund der vielen Nullwerte konnte keine Richards – Funktion für diese Temperatur berechnet werden.

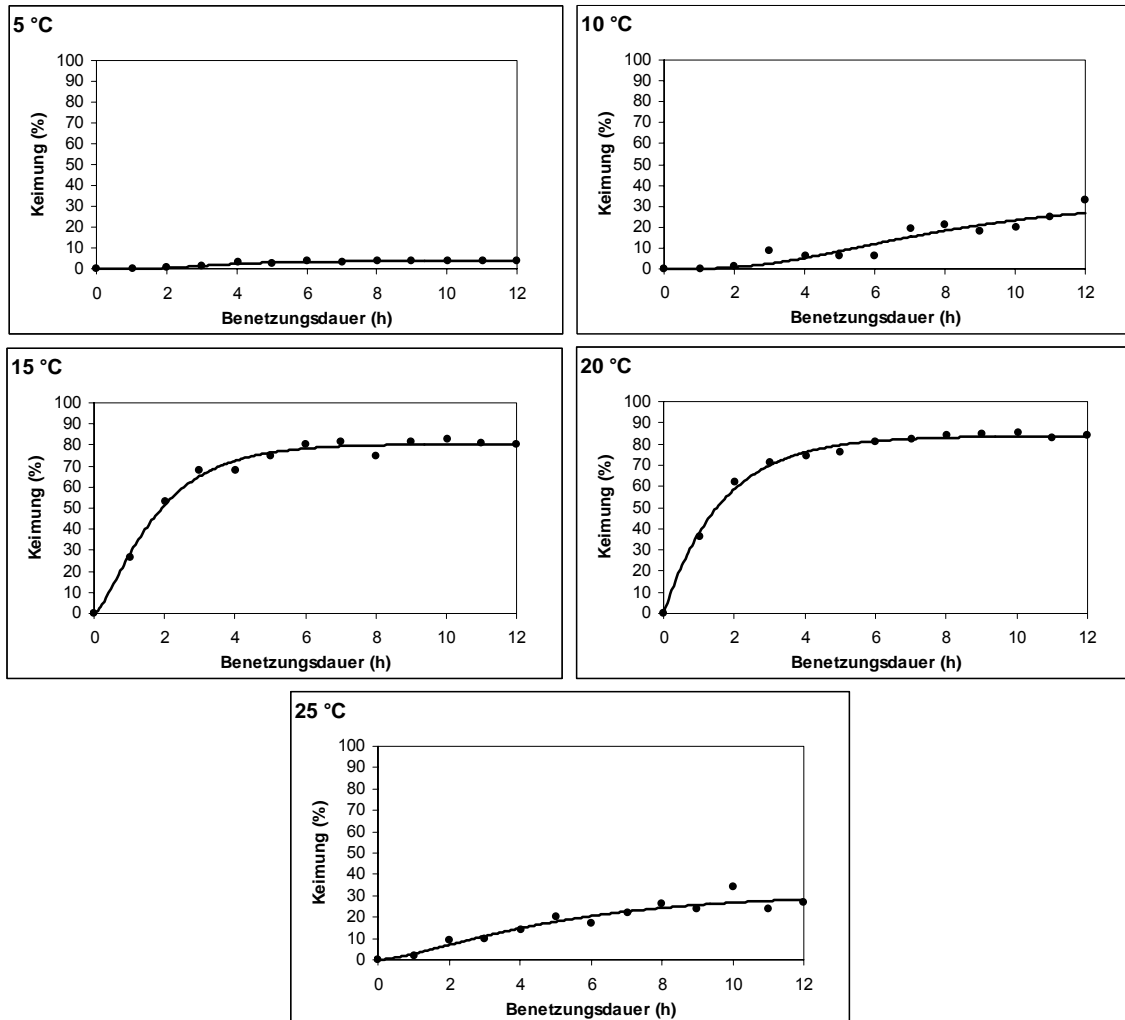


Abbildung 9: Keimung von Weizenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei fünf verschiedenen Temperaturen (• Daten, — Funktion, nach Gleichung 1)

Tabelle 10: Geschätzte Regressionsparameter der Richards - Funktionen (Gleichung 1), welche die Keimung von Weizenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bei sechs verschiedenen Temperaturen beschreiben

Temperatur	Parameter	Wert	Standardfehler	p	R ²
5 °C	g_{max}	3,5678	0,1628	<0,0001	0,94
	r_g	0,7826	0,2313	0,0070	
	m	0,8941	0,0818	<0,0001	
10 °C	g_{max}	33,0000	13,9939	0,0401	0,86
	r_g	0,2475	0,2126	0,2715	
	m	0,7475	0,2627	0,0174	

15 °C	g_{\max}	80,3849	1,2077	<0,0001	0,99
	r_g	0,6770	0,1046	<0,0001	
	m	0,3318	0,1400	0,0393	
20 °C	g_{\max}	83,6811	0,8944	<0,0001	0,99
	r_g	0,5984	0,0774	<0,0001	
	m	-0,0073	0,1546	0,9635	
25 °C	g_{\max}	30,9093	5,3906	0,0002	0,91
	r_g	0,2432	0,1484	0,1322	
	m	0,3607	0,3400	0,3137	

Tabelle 11: Geschätzte Regressionsparameter der Beta - Funktion (Gleichung 2) zur Beschreibung der maximalen Keimung von Weizenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur

	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	90,8736	0,3803	0,0027	0,99
T_{min}	5,65987e-009	0,8807	1,0000	
T_{max}	30,8192	0,6396	0,0132	
T_{opt}	17,7973	0,0436	0,0016	
n	3,1655	0,3678	0,0736	

Tabelle 12: Geschätzte Regressionsparameter der kombinierten Richards - Beta - Funktion (Gleichung 1 und 2) zur Beschreibung des Keimungsverlaufs von Weizenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer

	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	92,6348	15,4676	<0,0001	0,72
T_{min}	4,1445e-008	25,9674	1,0000	
T_{max}	30,6918	96,8028	0,7521	
T_{opt}	13,9102	1,1465	<0,0001	
n	9,0080	105,1365	0,9320	
r_g	0,3654	0,3191	0,2559	
m	-0,2080	0,9658	0,8301	

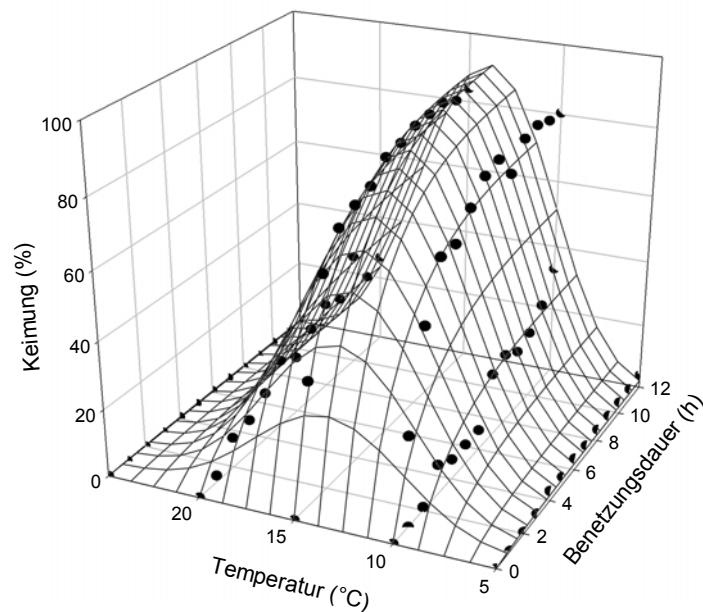


Abbildung 10: Modellierte Keimung von Weizenbraunrostsporen („altes“ Inokulum) in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer (nach Gleichung 1 und 2, $R^2 = 0,72$, • Boniturdaten, - Modell)

2.3.4.3 Vergleich von „altem“ und „frischem“ Inokulum des Weizenbraunrosts

Sowohl beim „alten“ als auch beim „frischen“ Weizenbraunrostinokulum beginnt nach einer Stunde Benetzungsdauer die Keimschlauchbildung. Beim „frischen“ Inokulum ist nach ca. vier bis fünf Stunden Benetzungsdauer die maximale Keimung erreicht. Beim „alten“ Inokulum steigt mit zunehmender Benetzungsdauer die Keimung an.

Geschätzte optimale Temperatur ist beim „frischen“ Inokulum 17,3 °C und beim „alten“ Inokulum 13,9 °C. Geschätzte minimale Temperatur ist sowohl beim „frischen“ als auch beim „alten“ Inokulum 0 °C. Geschätzte maximale Keimungstemperatur ist beim „frischen“ Inokulum 30 °C und beim „alten“ Inokulum 30,7 °C. Beim „frischen“ Inokulum keimen die Uredosporen in einem deutlich breiteren Temperaturbereich, als beim „alten“ Inokulum. Dies wird auch deutlich, wenn man den Parameter n betrachtet. Beim „frischen“ Inokulum ist der Parameter n deutlich kleiner als beim „alten“ Inokulum. Je kleiner der Parameter n ist, desto breiter ist der Temperaturbereich. Sowohl beim „frischen“ als auch beim „alten“ Inokulum keimen bei optimalen Bedingungen mehr als 90 % der Sporen. Vergleicht man die Steigung (Parameter r_g) der beiden Funktionen, kann man feststellen, dass beim „frischen“ Inokulum die Steigung mehr als viermal so groß ist als beim „alten“ Inokulum.

2.3.5 Vergleich der Keimung des Roggen- und Weizenbraunrosts

2.3.5.1 „Frisches“ Inokulum

Vergleicht man die Keimung von „frischen“ Roggenbraunrost- und Weizenbraunrostsporen, kann man feststellen, dass bei beiden Rosten die Keimung der Uredosporen nach einer Stunde

Benetzungsdauer einsetzt. Nach ca. vier Stunden Benetzungsdauer ist bei allen Temperaturen die Keimung fast abgeschlossen. Beim Roggenbraunrost ist ca. 16,8 °C und beim Weizenbraunrost ca. 17,3 °C die geschätzte optimale Temperatur. Geschätzte minimale Temperatur ist beim Roggenbraunrost ca. 3,9 °C und beim Weizenbraunrost ca. 0 °C. Als maximale Keimungstemperatur wurde bei beiden Rostpilzen 30 °C geschätzt (Tab. 13). Beim Roggenbraunrost keimen bei den Temperaturen 5 und 30 °C deutlich weniger Sporen als beim Weizenbraunrost, so dass beim Weizenbraunrost der optimale Temperaturbereich breiter als beim Roggenbraunrost ist. Auch dies wird deutlich, wenn man den Formparameter n vergleicht.

2.3.5.2 „Altes“ Inokulum

Bei den „alten“ Uredosporen des Roggenbraunrosts sind mindestens drei Stunden Benetzungsdauer zum Start der Keimung erforderlich, während beim Weizenbraunrost nach einer Stunde Benetzungsdauer die ersten Sporen keimen. Geschätzte optimale Temperatur ist bei den Sporen des Roggenbraunrosts 12,8 °C und des Weizenbraunrosts 13,9 °C (Tab. 13). Bei beiden Rosten ist die geschätzte minimale Temperatur ca. 0 °C. Die geschätzte maximale Keimungstemperatur der Uredosporen beim Roggenbraunrost beträgt 30 °C und beim Weizenbraunrost 30,7 °C. Deutliche Unterschiede gibt es allerdings bei 5 °C. Während beim Roggenbraunrost knapp 30 % der Sporen nach 16 Stunden Benetzungsdauer keimen, keimen beim Weizenbraunrost bei dieser Temperatur fast keine Uredosporen. Bei optimalen Bedingungen keimen beim Weizenbraunrost über 90 % der Sporen, beim Roggenbraunrost nur 54 % der Sporen.

Tabelle 13: Geschätzte Kardinaltemperaturen der Uredosporenkeimung von „alten“ und „frischen“ Roggen- und Weizenbraunrostsporen

	„alte“ Uredosporen	
	Roggenbraunrost	Weizenbraunrost
minimale Temperatur (°C)	0,0	0,0
optimale Temperatur (°C)	12,7	13,9
maximale Temperatur (°C)	30,0	30,7
	„frische“ Uredosporen	
	Roggenbraunrost	Weizenbraunrost
minimale Temperatur (°C)	3,9	1,0
optimale Temperatur (°C)	16,8	17,3
maximale Temperatur (°C)	30,0	30,0

2.4 Diskussion

In den Versuchen wurde die Keimung von Uredosporen des Roggen- und Weizenbraunrosts bei Dunkelheit untersucht. Es gibt unterschiedliche Literaturangaben bezüglich des Faktors Licht bei der Keimung von Uredosporen. Nach Angaben von GIVAN & BROMFIELD (1964), CHANG et al. (1973) und HOFFMANN & SCHMUTTERER (1999) beeinflusst Licht die Uredosporenkeimung. Die Uredosporen haben Lichtsensibilität, wenn sie in Dunkelheit gebildet wurden. Durch die Lichteinwirkung soll in angefeuchteten Sporen ein Hemmstoff entstehen, der die Keimung anfänglich verzögert. Nach Untersuchungen von STOCK (1931) und GÄUMANN (1951) sind die Uredosporen von *Puccinia triticina* und *Puccinia dispersa* lichtunempfindlich und keimen in Licht und Dunkelheit gleich gut. Aufgrund dieser unterschiedlichen Angaben wurden die Versuche in Dunkelheit ausgeführt, um einen Einfluss von Licht auf die Keimung auszuschließen.

Zur Keimung von Roggenbraunrosturedosporen gibt es wenige Literaturangaben. WARD (1901, 1902) gibt als minimale Temperatur 10 bis 12 °C und als maximale Temperatur 25 bis 27,5 °C an. Als Kardinalwerte werden von STOCK (1931) und KLUGE et al. (1999) für die Sporenkeimung 0 und 30 °C angegeben. In eigenen Versuchen konnte die Temperatur 0 °C nicht getestet werden. Mit den erhobenen Daten konnte allerdings die minimale, maximale und optimale Keimungstemperatur geschätzt werden. Beim „alten“ Inokulum wurde 0 °C als minimale Temperatur und beim „frischen“ Inokulum 3,9 °C als minimale Temperatur geschätzt. Sowohl beim „alten“ als auch beim „frischen“ Inokulum keimten bei einer Temperatur von 30 °C fast keine Uredosporen. In den Funktionen wurde für das „alte“ und „frische“ Inokulum jeweils 30 °C als maximale Keimungstemperatur geschätzt.

WARD (1901, 1902) gibt als Optimum für die Uredosporenkeimung Temperaturen zwischen 18 und 20 °C, STOCK (1931) Temperaturen zwischen 9 und 22,5 °C und KLUGE et al. (1999) geben als Optimum für die Uredosporenkeimung Temperaturen zwischen 10 und 20 °C an. Diese Angaben können durch eigene Versuche bestätigt werden. Sowohl beim „alten“, als auch beim „frischen“ Inokulum keimten die Uredosporen im Temperaturbereich 10 bis 20 °C gut. In unseren Versuchen keimten beim „alten“ Inokulum bei einer Temperatur von 10 °C nach 16 Stunden Benetzungsdauer die meisten Sporen. Beim „frischen“ Inokulum keimten die meisten Sporen bei einer Temperatur von 15 °C. Allerdings keimten beim „alten“ Inokulum auch bei einer Temperatur von 20 °C viele Sporen und beim „frischen“ Inokulum auch bei einer Temperatur von 25 °C nach vier Stunden über 70 % der Sporen, so dass der optimale Temperaturbereich beim „alten“ Inokulum zwischen 10 und 20 °C und beim „frischen“ Inokulum zwischen 10 und 25 °C liegt. Die geschätzten Optimaltemperaturen liegen beim „alten“ Inokulum bei 12,8 °C und beim „frischen“ Inokulum bei 16,8 °C. Deutliche Unterschiede in der Keimung von „altem“ und „frischem“ Inokulum waren bei einer Temperatur von 25 °C festzustellen. Während bei dem „alten“ Inokulum maximal 12 % der Sporen keimten, betrug die maximale Keimung beim „frischen“ Inokulum 81 %. Ein möglicher Grund der geringeren Keimung des „alten“ Inokulums kann die große Temperaturdifferenz zwischen 25 °C und der Lagerungstemperatur von 5 °C sein. Vermutlich ist das „frische“ Inokulum besser an höhere Temperaturen angepasst, da es während der Vegetation bei höheren Temperaturen gesammelt wurde.

Bei den Erfordernissen an die Feuchtebedingungen wurden von KLUGE et al. (1999) keine Angaben gemacht. Eigene Versuchsergebnisse zeigen, dass bei „altem“ Inokulum eine längere Benetzungsdauer erforderlich ist als bei „frischem“ Inokulum. Bei „altem“ Inokulum keimen die ersten Uredosporen bei den Temperaturen 15 und 20 °C nach drei Stunden Benetzungsdauer. Bei den übrigen Temperaturen werden vier Stunden Benetzungsdauer zum Start der Keimung benötigt. Beim „frischen“ Inokulum beginnt die Keimung der Sporen bei allen Temperaturen nach einer Stunde Benetzungsdauer. Dies ist sicherlich auf die Lagerung des „alten“ Inokulums zurückzuführen. Die Sporen wurden getrocknet gelagert, d. h. die Rehydrierung dauert länger als bei „frischem“ Inokulum. Nach Angaben von KLOCKE (2004) sollen z. B. gefrorene Sporen bei 35 °C aufgetaut werden und anschließend bei Zimmertemperatur in einem verschlossenen Behälter bei 100 %iger Luftfeuchte für eine halbe Stunde rehydriert werden. Ein weiterer Grund kann die abnehmende Vitalität der Sporen aufgrund der drei- bis vierwöchigen Lagerung sein.

Die starken Schwankungen der Keimung innerhalb einer Temperatur sind beim „frischen“ Inokulum nicht zu beobachten, was auf eine bessere Vitalität des „frischen“ Inokulums schließen lässt.

Im Gegensatz zum Roggenbraunrost wurde die Epidemiologie des Weizenbraunrosts weitgehend untersucht. Als Kardinaltemperaturen für die Uredosporenkeimung geben ROELFS et al. (1992) 2 und 30 °C, ZADOKS (1965) und KLUGE et al. (1999) 2 und 32 °C an. METHA (1923) gibt als minimale Temperatur 2 bis 3 °C und als maximale Temperatur 29 bis 30 °C an, STOCK (1931) gibt als minimale Temperatur 2,5 °C und als maximale Temperatur 31 °C an. In den eigenen Versuchen keimten bei einer Temperatur von 30 °C sowohl beim „alten“ als auch beim „frischen“ Inokulum fast keine Sporen. Wie beim Roggenbraunrost konnte mit Hilfe der Versuchsdaten die minimale und maximale Temperatur geschätzt werden. Die geschätzte Maximaltemperatur beträgt beim „alten“ Inokulum 30,7 °C und beim „frischen“ Inokulum 30 °C. Die geschätzte Minimaltemperatur ist sowohl beim „alten“ als auch beim „frischen“ Inokulum 0 °C.

Nach Angaben von ZADOKS (1965) und ROELFS et al. (1992) sind 20 °C die optimale Temperatur für die Uredosporenkeimung. EVERSMEYER et al. (1988) geben 16 °C als optimale Keimungstemperatur an. METHA (1923) fand, dass das Optimum zwischen 5 und 20 °C liegt und STOCK (1931) gibt Temperaturen zwischen 12,5 und 25 °C als optimal für die Uredosporenkeimung an. Untersuchungen von DE VALLAVIEILLE-POPE et al. (1995), die eine maximale Sporenkeimung bei ausreichender Anzahl Stunden mit tropfbar flüssigem Wasser im Temperaturbereich 5 bis 25 °C angeben, können durch eigene Versuchsergebnisse mit „frischem“ Inokulum bestätigt werden. Die geschätzte Optimaltemperatur beträgt beim „alten“ Inokulum 13,9 °C und beim „frischen“ Inokulum 17,3 °C. Auch Beobachtungen von WIESE & RAVENSCROFT (1979), dass die Keimung mit zunehmender Temperatur, insbesondere bei Temperaturen über 25 °C, reduziert wird, wurden in den durchgeführten Versuchen ebenfalls gemacht. Sowohl beim „alten“ als auch beim „frischen“ Inokulum ist die Keimung bei Temperaturen über 25 °C stark reduziert.

Der optimale Temperaturbereich ist beim „frischen“ Inokulum deutlich größer als der des „alten“ Inokulums. Bei „altem“ Inokulum müssen die Temperaturbedingungen optimal sein, damit viele Uredosporen keimen. Bei „frischem“ Inokulum spielt die Temperatur, solange sie im Bereich von 5

bis 25 °C liegt, nur eine untergeordnete Rolle. Bei Temperaturen unter 5 und über 25 °C nimmt die Keimung der Sporen sowohl bei „altem“ als auch bei „frischem“ Inokulum stark ab.

ROWELL (1981, 1982) fand, dass die Uredosporen zur Keimung tropfbar flüssiges Wasser benötigen. Bei Temperaturen zwischen 15 und 25 °C und tropfbar flüssigem Wasser beginnt nach einer halben Stunde die Keimung. Nach Angaben von ZADOKS (1965) beginnt eine Stunde nach der Inokulation die Keimung. In eigenen Versuchen begann die Uredosporenkeimung beim „alten“ und „frischen“ Inokulum ebenfalls nach einer Stunde Benetzungsdauer.

EVERSMeyer et al. (1988) untersuchten die Keimung von Weizenbraunrostsporen in Abhängigkeit von Temperaturen zwischen 12 und 20 °C und der Anzahl Stunden mit tropfbar flüssigem Wasser. Sie fanden, dass nach einer Stunde zwischen 20 und 40 % der Sporen in diesem Temperaturbereich keimen. Nach vier Stunden ist das Maximum bei allen Temperaturen erreicht. Beim „frischen“ Inokulum sind die Versuchsergebnisse identisch. Beim „alten“ Inokulum können bei den Temperaturen 15 und 20 °C die Ergebnisse bestätigt werden. Bei Temperaturen unter 15 °C und über 20 °C keimen weniger „alte“ Sporen. Mit zunehmendem Alter der Sporen nimmt die Vitalität ab. Daher kann es möglich sein, dass nach einer drei bis vierwöchigen Lagerung im Kühlschrank die Sporen nur unter optimalen Bedingungen, also 15 und 20 °C keimen. Arbeitet man mit „frischem“ Inokulum, sind die Sporen vitaler und keimen deshalb in einem breiteren Temperaturbereich.

Bei Temperaturen größer 25 °C sind sowohl beim „alten“ als auch beim „frischen“ Inokulum mindestens drei Stunden Benetzungsdauer erforderlich, um die Sporenkeimung zu starten.

Nach Angaben von HOFFMANN & SCHMUTTERER (1999) können Uredosporen an Stoppeln, trockenen Blättern und Stängeln von Weizen im Sommer, wenn die Periode zwischen Ernte und Winterweizenaufgang mehr als 60 Tage dauert, meist problemlos überleben. EVERSMeyer & BURLEIGH (1968) fanden, dass auf trockenen Blättern ungekeimte Uredosporen bei Temperaturen zwischen 5 und 8 °C 45 Tage überleben können. Nach Untersuchungen von ROELFS et al. (2002) können Uredosporen im Feld auch ohne Wirtspflanzen einige Wochen überleben. Diese Ergebnisse werden durch eigene Versuche bestätigt. Nach einer drei bis vierwöchigen Lagerung der trockenen Sporen im Kühlschrank bei 5 °C überlebten die Uredosporen, allerdings nahmen die Keimfähigkeit und Vitalität der Sporen mit zunehmender Dauer stark ab. Je älter die Uredosporen waren, desto günstiger mussten die Bedingungen für die Keimung sein.

Angaben aus der Literatur über die Kardinaltemperaturen (Minimum, Optimum, Maximum) können sich widersprechen, weil mit unterschiedlich alten Sporen gearbeitet wurde. Junge Sporen besitzen eine größere Keimkraft und werden durch die Keimungstemperatur weniger beeinflusst als alte Sporen. Alte Sporen reagieren aufgrund abnehmender Vitalität stärker auf Umweltbedingungen.

In der Literatur findet man verschiedene Modellansätze zur Modellierung der Keimung. ROSSI et al. (1994) modellierten die Keimung der Konidien von *Cercospora beticola* mit einer polynomischen Funktion. CARISSE et al. (2000) modellierten die Konidienkeimung von *Mycosphaerella fragariae* in Abhängigkeit von der Temperatur mit einer Funktion nach Duthie (DUTHIE, 1997). Die Konidienkeimung von *Podosphaera clandestina* in Abhängigkeit von der Temperatur und dem Vapor Pressure Deficit wurden von GROVE & BOAL (1991) untersucht. Zur Modellierung der Keimung wurden Multiple Regressionsanalysen angewandt.

In den eigenen Versuchen wurde die Kombination einer Richards - Funktion und einer modifizierten Beta - Funktion genutzt, um die Keimung von Roggen- und Weizenbraunrosturedosporen in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer und der Temperatur vorherzusagen. Die Richards - Funktion wurde gewählt, da sie eine größere Flexibilität als z. B. die Gompertz - Funktion oder die logistische Funktion aufweist. Die größere Flexibilität wird erreicht, da die Richards - Funktion neben dem Ratenparameter noch einen weiteren Parameter besitzt.

3. Infektionswahrscheinlichkeit des Roggen- und Weizenbraunrosts

Zusammenfassung

Braunrost ist in allen Ländern der Welt mit Weizen- und Roggenanbau verbreitet. Im Gegensatz zum Weizen wurden für den Braunrost an Winterroggen kaum epidemiologische Grundlagen erarbeitet. Mit Hilfe von künstlichen Inokulationsversuchen im Klimaschrank wurden wichtige epidemiologische Parameter untersucht. Basierend auf diese Daten und auf Literaturdaten für den Weizenbraunrost konnte die tägliche Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer berechnet werden. Vergleicht man die Infektionswahrscheinlichkeit für Roggenbraunrost mit der Infektionswahrscheinlichkeit für Weizenbraunrost, kann man feststellen, dass für erfolgreiche Infektionen sowohl beim Winterroggen als auch beim Winterweizen mindestens vier Stunden Benetzungsdauer erforderlich sind. Optimal sind für Braunrost an Winterroggen 24 und für Braunrost an Winterweizen 16 Stunden Benetzungsdauer. Beim Weizenbraunrost finden Infektionen zwischen 5 und 30 °C statt, optimal sind ca. 16,8 °C. Beim Roggenbraunrost finden Infektionen im Temperaturbereich 1 bis 27 °C statt. Optimale Temperatur ist ca. 18,4 °C. Mittels der Infektionswahrscheinlichkeit kann das Infektionsrisiko in Abhängigkeit von dem Wetter charakterisiert werden. Die Infektionswahrscheinlichkeit kann als Basis für Prognosemodelle genutzt werden.

3.1 Einleitung

Die Anbaufläche für Getreide betrug im Jahr 2005 in Deutschland ca. 6,88 Mio. ha. Brotgetreide wurde auf 3,75 Mio. ha angebaut. Auf ca. 85 % der Brotgetreidefläche wurde Weizen und auf ca. 15 % der Fläche Roggen angebaut (BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT 2005).

Braunrost in Winterweizen (*Puccinia triticina* Erikss.) ist in allen Ländern der Welt mit Weizenanbau verbreitet und gilt als eine der wichtigsten Krankheiten in dieser Kultur (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Weizenerträge können um mehr als 25 % reduziert werden (STUCKEY & ZADOKS, 1989). Mit steigender Intensität des Anbaus nimmt die Bedeutung des Braunrosts zu (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999).

In Roggen ist Braunrost (*Puccinia recondita* f. sp. *secalis* Roberge ex Desmaz.) die wichtigste Blattkrankheit und tritt in allen Anbaugebieten Deutschlands regelmäßig auf (JÖRG & KRAUTHAUSEN 2001). Unter kontinentalen Bedingungen findet man die ersten Rostpusteln meist vor der Blüte. Bei anfälligen Sorten kann der Rost Ertragsverluste bis zu 40 % verursachen (KOBYLANSKI & SOLODUKHINA, 1983; HARTLEB et al., 1995). Seit der Einführung von krankheitsanfälligen Hybridsorten 1984 (BECKER, 1993) stieg der Braunrostbefall stark an. Künstliche Braunrostinfektionen führten bei Hybridroggen zu einer durchschnittlichen Verminderung des Tausendkorngewichtes von 14 % (MIEDANER & SPERLING, 1995). In Versuchen konnten durch Fungizidbehandlungen die Erträge um durchschnittlich 29 % im Vergleich zur unbehandelten Kontrolle gesteigert werden (WOLFE & FINCKH, 1996).

Bekämpfungsschwellen–Strategien, die bei anderen Blattkrankheiten (z. B. Mehltau, Blattfleckenkrankheiten) zu einer Reduktion des Fungizidaufwandes geführt haben, greifen bei Braunrost nicht im gewünschten Maße. Die Feststellung des Erstauftritts ist meistens Auslöser für einen Fungizideinsatz. Häufig wird auch eine routinemäßige Behandlung durchgeführt. Eine Möglichkeit, den Fungizideinsatz zu minimieren, ist der Einsatz von Prognosemodellen.

Um ein Prognosemodell zu entwickeln, müssen die Glieder der Infektkette des Erregers ausreichend untersucht werden. Aufgrund der untergeordneten Bedeutung von Winterroggen gibt es nur wenige epidemiologische Daten zu diesem Schaderreger. Mit Hilfe von Klimaschrankversuchen sollen einige epidemiologische Parameter (wie z. B. Inkubationszeit, Infektionswahrscheinlichkeit) für den Roggenbraunrost in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und Benetzungsdauern untersucht werden. Ziel ist es, mit Hilfe dieser Parameter günstige Infektionsbedingungen für den Roggenbraunrost vorherzusagen.

Für den Weizenbraunrost gibt es dagegen zahlreiche Daten aus der Literatur. Unter anderem erforschten WIESE & RAVENSCROFT (1979), STUBBS et al. (1986), STUCKEY & ZADOKS (1989), DE VALLAVIEILLE-POPE et al. (1995), ROELFS et al. (2002) die unterschiedlichen Infektionsbedingungen von Weizenbraunrost. EVERSMEYER et al. (1988) untersuchten die Uredosporenenkeimung, die Appressorienbildung, die Bildung von substomatilen Vesikeln und von Infektionshyphen in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und Feuchteperioden. ROSSI et al. (1997) entwickelten ein Simulationsmodell für Braunrostepidemien in Winterweizen. Diese vorhandenen Literaturdaten wurden genutzt, um die Infektionswahrscheinlichkeit für Weizenbraunrost in Abhängigkeit von Temperatur und der Benetzungsdauer zu entwickeln. Mittels der Infektionswahrscheinlichkeit kann das Infektionsrisiko in Abhängigkeit vom Wetter charakterisiert werden. Eine niedrige Infektionswahrscheinlichkeit signalisiert ungünstige und eine hohe Infektionswahrscheinlichkeit günstige Infektionsbedingungen.

Die Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost dient als Basis für die Entwicklung eines Prognose- und Entscheidungsmodells zur Braunrostbekämpfung in Winterroggen und Winterweizen.

3.2 Material und Methoden

Die Versuche zum Winterroggen fanden in Klimaschränken der Firma Rumed, Rubarth Apparate GmbH, Typ 1100 am Dienstleistungszentrum Ländlicher Raum (DLR) Rheinhessen-Nahe-Hunsrück statt.

Die Anzucht der Pflanzen erfolgte in einer klimatisierten Anzuchtammer am DLR Rheinhessen-Nahe-Hunsrück in Bad Kreuznach. Es wurden jeweils 12 Roggenpflanzen pro Sorte in einem Topf (10 x 10 cm) ausgesät. Als Substrat wurde „Frühstorfer Erde Typ T“ (Topferde) gewählt.

In den Versuchen wurde mit der Populationssorte Boresto und der Hybridsorte Picasso gearbeitet. Nähere Angaben zu der jeweiligen Sorte sind Tabelle 14 zu entnehmen.

Tabelle 14: Sortenbeschreibung Klimaschrankversuche Winterroggen

Sorte	Sortentyp	Reife	Anfälligkeit für Braunrost	Anfälligkeit für Mehltau	Kornertrag
Picasso	Hybrid	5*	6	4	7
Boresto	Population	5	4	3	4

* = Ausprägung der Eigenschaft wird mit den Noten 1-9 ausgedrückt. Niedrige Noten bedeuten eine geringe und hohe Noten eine starke Ausprägung (Bundessortenamt, 2006).

Für jede Temperatur und jede Benetzungsdauer wurden jeweils 12 Pflanzen im 2-Blattstadium (24 Blätter = eine Stichprobe) der Sorten Boresto und Picasso inokuliert. Als Inokulum dienten Uredosporen, die während der Vegetation von befallenen Roggenblättern der Sorten Picasso und Boresto gesammelt wurden. Die kranken Blätter wurden über Pergamentpapier abgeklopft und die Sporen aufgefangen. Die Sporen wurden maximal zwei Tage gelagert und anschließend zur Inokulation der Roggenpflanzen genutzt. Jede Pflanze wurde mit einer Sprühflasche mit ca. 0,2 ml Sporen-Wettol-Wasser-Lösung besprüht. Die Konzentration der Lösung betrug ca. $3,3 \times 10^5$ Sporen / ml. Nach dem Besprühen wurden die Pflanzen für 0, 3, 6, 9, 12 und 15 Stunden eingetütet, um eine vollständige Benetzung zu erreichen. Im Anschluss wurden die Pflanzen bei 24 h Dunkelheit und verschiedenen Temperaturen in einen Klimaschrank gestellt. Es wurden die Temperaturen 5, 10, 15, 20 und 25 °C getestet.

Die inokulierten Roggenpflanzen wurden täglich auf den Befall mit Braunrost bonitiert. Nach dem Auffinden der ersten Rostpustel wurde das befallene Blatt mit einem Klebestreifen markiert und nummeriert, so dass die einzelnen Blätter bei der Bonitur nicht verwechselt werden konnten. Die Bonituren wurden dann mindestens 10 Tage lang, ab dem Auftreten der ersten Pustel, durchgeführt. Nach 10 Tagen konnte das Absterben der ersten Blätter festgestellt werden und die Zunahme der Anzahl Pusteln war nur noch gering. Es wurden täglich die vorhandenen Rostpusteln auf den Blättern gezählt. Um Sortenunterschiede bezüglich der Braunrostanfälligkeit zu untersuchen, wurde mit den erhobenen Daten (Anzahl Pusteln) ein statistischer Vergleich (Duncan Test, Analyse der Unterschiede zwischen den Gruppen mit einem Konfidenzintervall von 95 %) durchgeführt.

Auf der Basis der Ergebnisse der künstlichen Inokulationsversuche für Roggenbraunrost konnten die Inkubationszeit (Zeitspanne zwischen dem Anlanden der Keime und dem Auftreten der ersten Symptome) in Abhängigkeit von der Temperatur und die Infektionswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer modelliert werden.

Die Länge der Inkubationszeit ist temperaturabhängig (JOHNSON, 1980; TOMERLIN et al., 1983; RAO et al., 1990). Die Dauer der Inkubationszeit wurde mit einer Beta – Funktion modelliert. Die allgemeine Form der Beta - Funktion wurde dazu modifiziert (HAU, 1988; BASSANEZI et al., 1998). Die erhobenen Daten wurden in eine relative Rate umgerechnet:

$$I_r = 1/d(T) \quad [3]$$

wobei:

$$I_r = \text{relative Rate der Inkubationszeit}$$

$d(T)$ = Dauer der Inkubationszeit (Tage) in Abhängigkeit von der Temperatur

Mit der relativen Rate wurde eine Beta – Funktion berechnet:

$$I_r(T) = Y_{opt} [(T - T_{min}) / (T_{opt} - T_{min})]^{n(T_{opt} - T_{min}) / (T_{max} - T_{opt})} * [(T_{max} - T) / (T_{max} - T_{opt})]^n \quad [4]$$

wobei:

I_r	= relative Rate der Inkubationszeit in Abhängigkeit von der Temperatur
Y_{opt}	= Dauer der Inkubationszeit bei optimaler Temperatur
T	= Temperatur
T_{min}	= minimale Temperatur
T_{max}	= maximale Temperatur
T_{opt}	= optimale Temperatur
n	= Formparameter

Die Infektionswahrscheinlichkeit wurde aus der Anzahl Pusteln pro Stichprobe 10 Tage nach dem Erstaufreten berechnet. In den Versuchen betrug die maximale Benetzungsdauer 15 Stunden. In der Literatur wurden Angaben über Bohnenrost, Rost an Luzerne und Lilienrost gefunden, die besagen, dass die maximale Anzahl Pusteln nach 24 Stunden Benetzungsdauer erreicht wird (BERGER et al., 1995; WEBB & NUTTER, 1997; MUELLER & BUCK, 2003). Es wurden also für die Entwicklung der Infektionswahrscheinlichkeit noch zusätzliche Werte für eine Benetzungsdauer von 24 Stunden angenommen. Diese zusätzlichen Werte ergeben sich aus Pustelzahl am 10. Tag bei einer Benetzungsdauer von 15 Stunden zuzüglich 10 %.

Für den Weizenbraunrost waren Untersuchungen von EVERSMEYER et al. (1988) (substomatale Vesikelbildung im Temperaturbereich 12 bis 20 °C und 3, 4, 5, 6, 7, 8, 10, 12, 14 und 16 Stunden Benetzungsdauer) Datengrundlage. Die Uredosporen keimen, bilden Appressorien und dringen dann über substomatale Vesikel in das Blatt ein. Bis zum Eindringen ins Blatt spielt sowohl die Temperatur als auch die Benetzungsdauer eine Rolle. Da nach 14 Stunden Benetzungsdauer keine bzw. nur noch eine geringe Zunahme der substomatalen Vesikelbildung festzustellen ist, wurden keine weiteren Werte für eine Benetzungsdauer von 24 Stunden angenommen.

Der Einfluss der Benetzungsdauer wird mit folgender Richards - Funktion (RICHARDS, 1959) dargestellt, die so gewählt wurde, dass sie durch den Ursprung geht ($F_i(w = 0) = 0$):

$$F_i(w) = i_{max} * [1 - \exp(-r_{inf} * w)]^{(1/(1-m))} \quad [5]$$

wobei:

$F_i(w)$	= Pustelzahl (Roggenbraunrost) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer bzw. substomatale Vesikel (Weizenbraunrost) in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer
i_{\max}	= maximale Anzahl Pusteln (Roggenbraunrost) bzw. maximale Anzahl substomataler Vesikel (Weizenbraunrost)
r_{\inf}	= Ratenparameter
w	= Benetzungsdauer
m	= Formparameter

Die Parameter i_{\max} , r_{\inf} und m wurden für jede Temperatur – Feuchte Kombination mit Hilfe nichtlinearer Regression geschätzt.

Im zweiten Schritt wurde der temperaturabhängige Parameter i_{\max} mit einer Beta - Funktion beschrieben. Auch hier wurde die modifizierte Form der der Beta - Funktion genutzt (HAU, 1988; BASSANEZI et al., 1998):

$$i_{\max}(T) = Y_{opt} [(T - T_{\min}) / (T_{opt} - T_{\min})]^{n(T_{opt} - T_{\min}) / (T_{\max} - T_{opt})} * [(T_{\max} - T) / (T_{\max} - T_{opt})]^n \quad [6]$$

Dabei ist T_{opt} die optimale Temperatur, Y_{opt} die Anzahl Pusteln bzw. substomatale Vesikel bei der optimalen Temperatur, T die aktuelle Temperatur (°C); T_{\min} und T_{\max} sind die untere und obere Temperaturgrenze und n ist ein Formparameter. Die Parameter T_{opt} , Y_{opt} , T_{\min} , T_{\max} und n wurden mit Hilfe nichtlinearer Regression geschätzt.

Im dritten Schritt der Modellierung wurde die kombinierte Funktion simultan an die Boniturdaten angepasst und die Funktionsparameter neu geschätzt.

Im letzten Schritt wurden die Werte der modellierten Pustelzahl bzw. der substomatalen Vesikel relativ zu dem größten Wert (berechnet mit der optimalen Temperatur und einer Benetzungsdauer von 24 Stunden für den Roggenbraunrost und 16 Stunden für den Weizenbraunrost) ausgedrückt, so dass für die Infektionswahrscheinlichkeit Werte zwischen 0 und 1 erzeugt wurden.

Die Versuchsdaten wurden mit Microsoft Excel 2003 tabellarisch erfasst. Die statistische Auswertung (Berechnung von Regressionen, Bestimmtheitsmaß und Irrtumswahrscheinlichkeit, usw.) erfolgte mit den Programmen SIGMAPLOT2000[®] (6.0), XLSTAT (7.5), sowie dem Programm EPIFUNK (Entwicklerversion) (RACCA, 2006).

Die Grafiken wurden mit dem Programm EXCEL 2003 und mit dem Programm SIGMAPLOT2000[®] angefertigt.

3.3 Ergebnisse

3.3.1 Roggenbraunrost

3.3.1.1 Inkubationszeit von Roggenbraunrost

In den künstlichen Inokulationsversuchen wurde die Dauer der Inkubationszeit (Zeitspanne zwischen dem Anlanden der Keime und dem Auftreten der ersten Symptome) von Roggenbraunrost bestimmt (Tab. 15).

Die ersten Rostpusteln konnten bei einer Temperatur von 25 °C nach sechs Tagen bonitiert werden. Nach sieben Tagen wurden die ersten Pusteln bei einer Temperatur von 20 °C entdeckt. Bei 15 °C dauerte es acht Tage bis zum Erscheinen der ersten Pusteln. 10 Tage dauerte es bei 10 °C. Am längsten war die Inkubationszeit mit 22 bzw. 23 Tagen bei einer Temperatur von 5 °C. Bei den Temperaturen 25, 20, 15 und 10 °C wurden keine Sortenunterschiede bezüglich der Dauer der Inkubationszeit festgestellt. Bei einer Temperatur von 5 °C betrug die Inkubationszeit bei der Sorte Boresto 22 Tage und bei der Sorte Picasso 23 Tage (Tab. 15).

Tabelle 15: Dauer der Inkubationszeit von Roggenbraunrost bei optimalen Bedingungen und verschiedenen Temperaturen

Sorte	Temperatur (°C)				
	5	10	15	20	25
Boresto	22	10	8	7	6
Picasso	23	10	8	7	6

Mit diesen Daten konnte die Dauer der Inkubationszeit $[1/d(T)]$ in Abhängigkeit von der Temperatur beschrieben werden (Gleichung 4, Abb. 11). Die Werte T_{\min} , T_{\max} und T_{opt} wurden festgehalten. Für T_{\min} wurde der Wert 0,989, für T_{\max} der Wert 30 und für T_{opt} der Wert 25 angenommen. Für T_{\min} und T_{\max} wurden die Werte gewählt, die für die Infektionswahrscheinlichkeit für Roggenbraunrost berechnet wurden (siehe Tabelle 18). Da in den Versuchen bei einer Temperatur von 25 °C die Inkubationszeit am kürzesten war, wurde für T_{opt} 25 °C festgehalten. Die Regressionsparameter der Funktion sind in Tabelle 16 dargestellt.

Tabelle 16: Geschätzte Regressionsparameter der Beta - Funktion (Gleichung 4), Inkubationszeit Roggenbraunrost

Parameter	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	0,1618	0,0058	<0,0001	
T_{min}	0,9890	10,3069	0,9273	
T_{max}	30,0000	58,7110	0,6311	0,96
T_{opt}	25,0000	10,7964	0,0684	
n	0,1695	1,8459	0,9304	

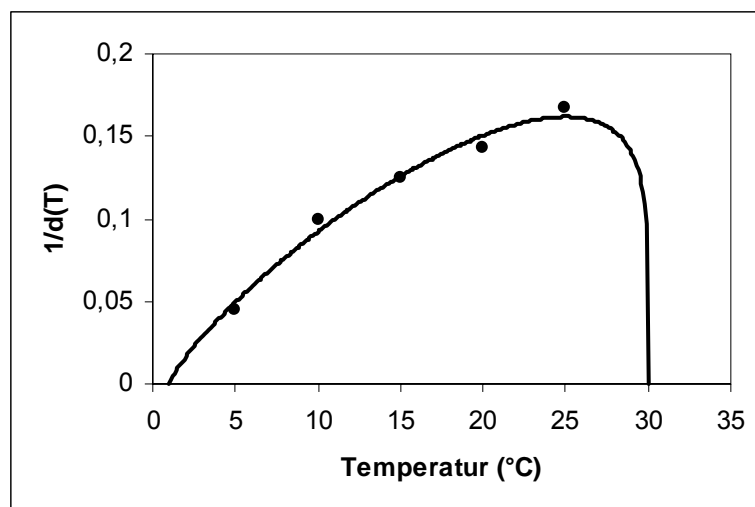


Abbildung 11: Relative Rate $[1/d(T)]$ der Dauer der Inkubationszeit in Abhängigkeit von der Temperatur beim Roggenbraunrost ($R^2 = 0,96$, • Boniturdaten, — Modell nach Gleichung 4)

3.3.1.2 Entwicklung des Befalls

In Abbildung 12 ist die Entwicklung des Befalls (Anzahl Pusteln pro Stichprobe) auf den Sorten Boresto und Picasso in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und unterschiedlichen Benetzungsdauern dargestellt.

Bei einer Temperatur von 15 °C war die Pustelzahl deutlich niedriger als bei einer Temperatur von 10 °C. Nach einer Überprüfung des Klimaschranks wurden technische Mängel festgestellt, die zu großen Temperaturschwankungen geführt haben. Deshalb werden diese Daten für das weitere Vorgehen nicht genutzt.

Bei einer Benetzungsdauer von null und drei Stunden kam es bei keiner Temperatur zu einer Infektion.

Bei einer Temperatur von 25 °C konnten die meisten Pusteln auf der Sorte Picasso nach 12 und 15 Stunden Benetzungsdauer festgestellt werden. Auf der Sorte Boresto wurden die meisten Pusteln nach einer Benetzungsdauer von 9, 12 und 15 Stunden gezählt. Unabhängig von der Benetzungsdauer konnten keine signifikanten Sortenunterschiede bezüglich der Pustelzahl festgestellt werden.

Bei einer Temperatur von 20 °C wurden, im Vergleich zu den anderen Temperaturen, die meisten Pusteln gezählt. Bei der Sorte Picasso wurden am 10. Erhebungstermin knapp 800 Pusteln nach einer Benetzungsdauer von 15 Stunden gezählt, bei der Sorte Boresto über 1000 Pusteln. Deutlich weniger Pusteln wurden nach einer Benetzungsdauer von sechs Stunden gezählt. Signifikante Sortenunterschiede bezüglich der Anzahl Pusteln wurden nur nach einer Benetzungsdauer von sechs Stunden festgestellt. Die Anzahl Pusteln auf der Sorte Boresto war signifikant höher als die der Sorte Picasso.

Bei einer Temperatur von 10 °C wurden auf der Sorte Picasso am 10. Boniturtermin nach 15 Stunden Benetzungsdauer 30 Pusteln gezählt. Auf der Sorte Boresto waren es deutlich mehr Pusteln (ca. 160) an diesem Termin. Auch nach 12 Stunden Benetzungsdauer war am 10. Boniturtermin die Anzahl Pusteln auf der Sorte Boresto größer als auf der Sorte Picasso. Nach einer Benetzungsdauer von sechs Stunden kam es bei beiden Sorten zu keinen Infektionen. Bei einer Temperatur von 10 °C und 15 und 12 Stunden Benetzungsdauer konnten signifikante Sortenunterschiede festgestellt werden.

Bei einer Temperatur von 5 °C fanden nur nach 15 und 12 Stunden Benetzungsdauer Infektionen statt. Es konnten keine signifikanten Unterschiede bezüglich der Anzahl Pusteln zwischen den Sorten festgestellt werden.

Aufgrund der geringen Sortenunterschiede wurden für die Berechnung der Infektionswahrscheinlichkeit die Daten beider Sorten zusammen genutzt.

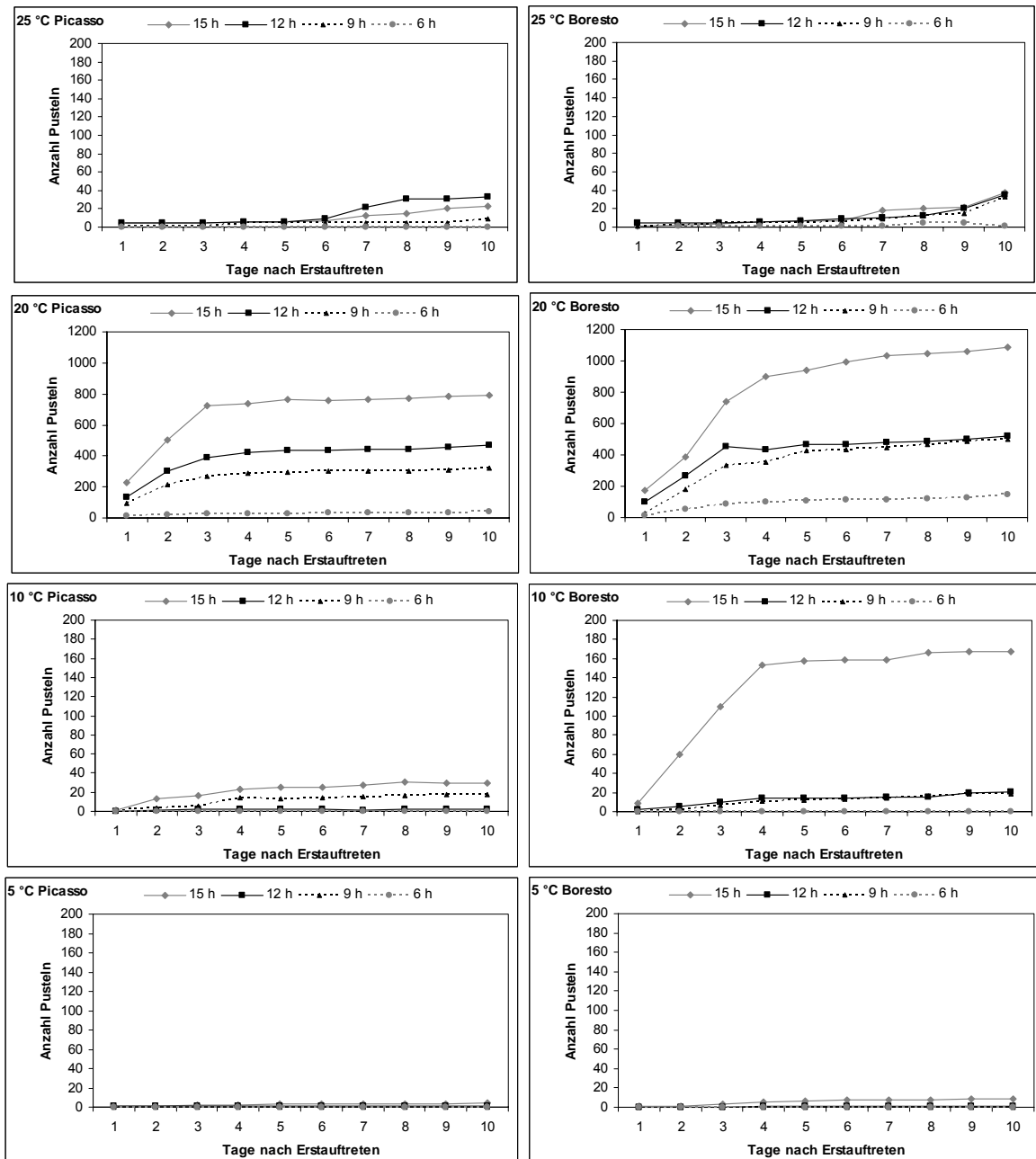


Abbildung 12: Zeitlicher Verlauf der Anzahl der Roggenbraunrostpusteln auf den Sorten Boresto und Picasso bei verschiedenen Temperaturen und unterschiedlichen Benetzungsdauern

3.3.1.3 Infektionswahrscheinlichkeit des Roggenbraunrosts

Zur Berechnung der Infektionswahrscheinlichkeit des Roggenbraunrosts in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer wurde die Anzahl Pusteln am 10. Erhebungstermin herangezogen. Es wurden die Daten beider Sorten genutzt; in Fällen mit signifikanten Sortenunterschieden bezüglich der Anzahl Pusteln pro Stichprobe wurde die Sorte gewählt, auf der die meisten Pusteln gezählt wurden.

Die Abhängigkeit von der Benetzungsdauer wurde mit Richards - Funktionen (Gleichung 5, Abb. 13) beschrieben. Die Regressionsparameter sind in Tabelle 17 aufgeführt.

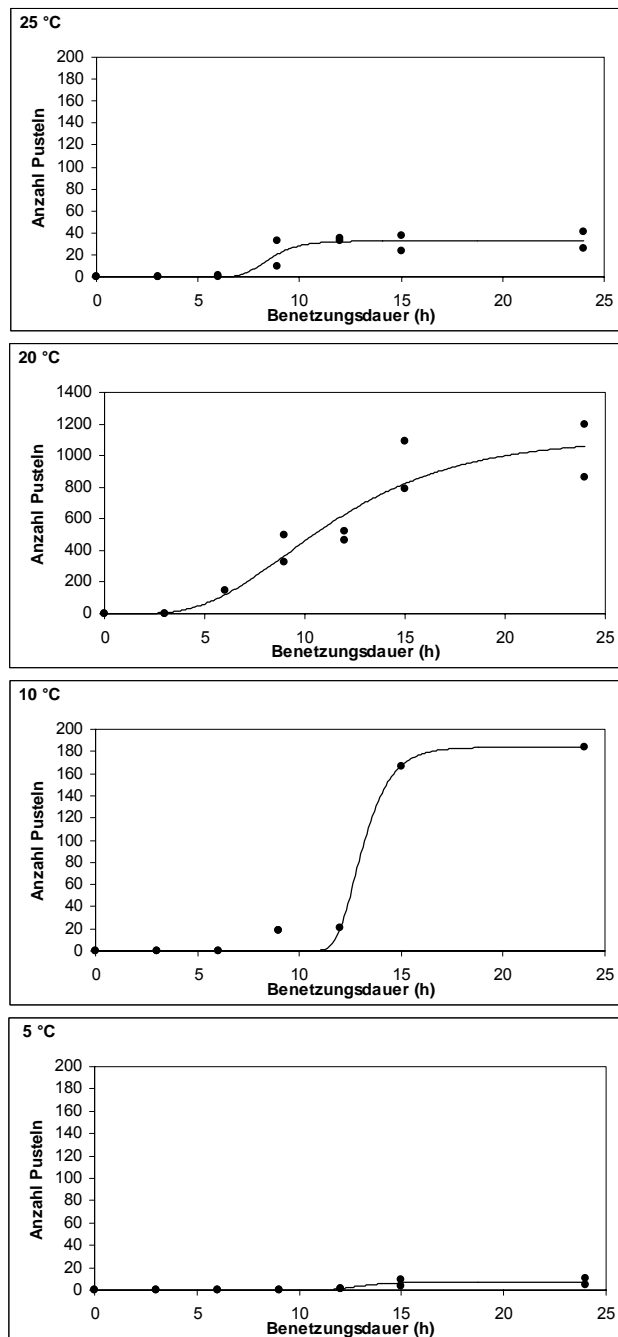


Abbildung 13: Anzahl der Roggenbraunrostpusteln am Boniturtermin 10 in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und der Benetzungsdauer (• Daten, — Modell nach Gleichung 5)

Tabelle 17: Geschätzte Regressionsparameter der Richards - Funktionen (Gleichung 5), welche die Anzahl der Roggenbraunrostpusteln in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und der Benetzungsdauer beschreiben

Temperatur	Parameter	Wert	Standardfehler	p	R ²
25 °C	i_{max}	32,4892	3,7209	<0,0001	0,83
	r_{inf}	1,0477	10,1231	0,9194	
	m	0,9998	0,0108	<0,0001	
20 °C	i_{max}	1107,9365	148,0348	<0,0001	0,90
	r_{inf}	0,2083	0,0944	0,0519	
	m	0,8488	0,1402	0,0001	
10 °C	i_{max}	183,7020	7,2706	<0,0001	0,98
	r_{inf}	1,0415	0,0165	<0,0001	
	m	1,0000	0,0000	<0,0001	
5 °C	i_{max}	7,2245	0,8945	<0,0001	0,79
	r_{inf}	0,9274	0,0435	<0,0001	
	m	1,0000	0,0000	<0,0001	

Die Beschreibung des Einflusses der Temperatur auf den Parameter i_{max} erfolgte mit einer Beta - Funktion. Die Eingangparameter der Beta – Funktion wurden mit Hilfe des Programms EPIFUNK geschätzt.

Die Kombination der Richards – Funktion mit der Beta – Funktion (Abb. 14) wurde simultan an den vorhandenen Datensatz angepasst und die Parameter neu geschätzt (Tab. 18).

Tabelle 18: Geschätzte Regressionsparameter der Kombination Richards - Beta - Funktion (Gleichung 5 und 6), Anzahl Pusteln, Roggenbraunrost

Parameter	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	1227,3551	1,4188	<0,0001	0,94
T_{min}	0,9890	7,5435	0,8961	
T_{max}	26,6943	1,9292	<0,0001	
T_{opt}	18,3888	1,3774	<0,0001	
n	3,6991	2,5081	0,1451	
r_{inf}	0,2263	0,0368	<0,0001	
m	0,8778	0,0433	<0,0001	

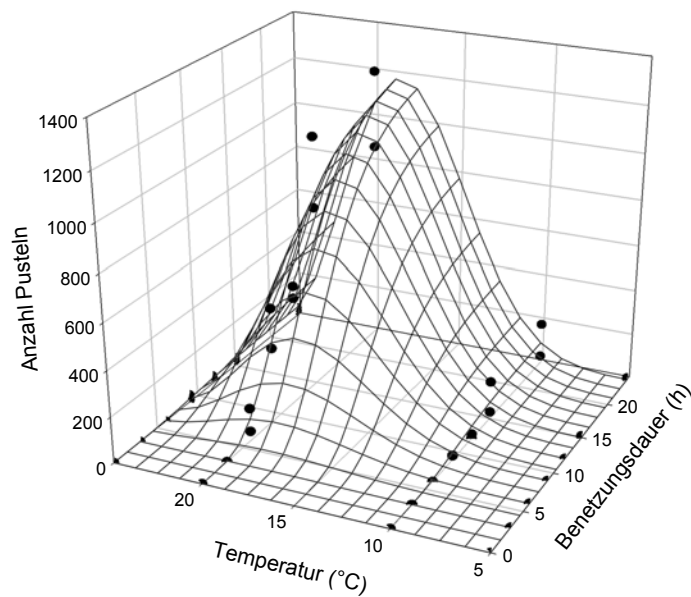


Abbildung 14: Modellierte Anzahl der Roggenbraunrostpusteln, in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer (nach Gleichung 5 und 6, $R^2 = 0,94$, • Boniturdaten, — Modell)

Im nächsten Schritt wurden die Werte der modellierten Pustelzahl relativ zu dem größten berechneten Wert ausgedrückt, so dass für die Infektionswahrscheinlichkeit Werte zwischen 0 und 1 erzeugt werden (Abb. 15).

Mittels der Infektionswahrscheinlichkeit kann das Infektionsrisiko, in Abhängigkeit vom Wetter charakterisiert werden. Eine niedrige Infektionswahrscheinlichkeit signalisiert ungünstige, eine hohe Infektionswahrscheinlichkeit günstige Infektionsbedingungen.

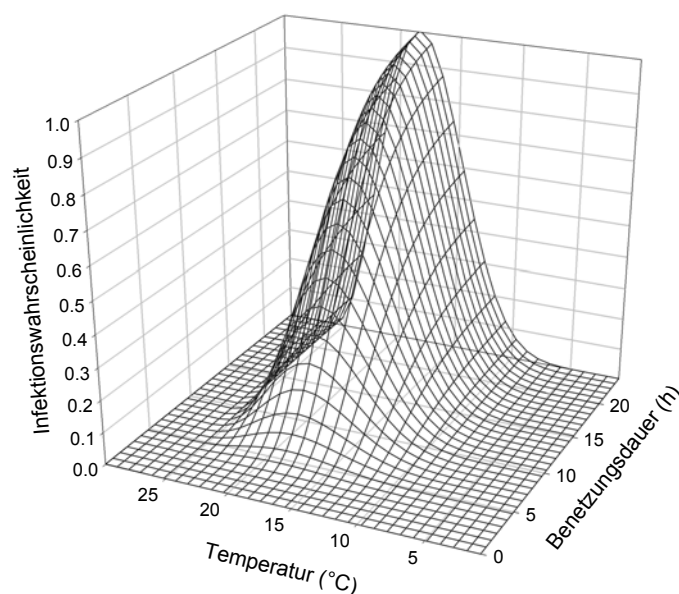


Abbildung 15: Modellierte Infektionswahrscheinlichkeit für den Roggenbraunrost in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer

3.3.2 Weizenbraunrost

3.3.2.1 Latenzzeit des Weizenbraunrosts

Beim Weizenbraunrost wurde im Gegensatz zum Roggenbraunrost mit der Latenzzeit (Zeitspanne zwischen dem Anlanden der Keime und dem Beginn der Sporulation der Läsionen) gearbeitet, da keine eigenen Versuche bezüglich der Inkubationszeit durchgeführt wurden. In der Literatur konnte keine Funktion für die Dauer der Inkubationszeit beim Weizenbraunrost gefunden werden, deshalb wurde eine Funktion für die Latenzzeit von Weizenbraunrost von ROSSI et al. (1997) übernommen. Diese Funktion basiert auf Daten von JOHNSOHN et al. (1980). Wie beim Winterroggen wird auch hier die relative Rate der Dauer der Latenzzeit $[1/d(T)]$ angegeben (Abb. 16).

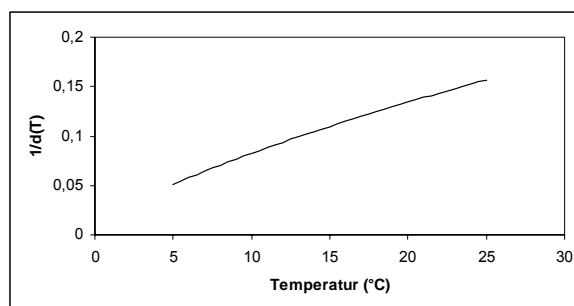


Abbildung 16: Relative Rate $[1/d(T)]$ der Dauer der Latenzzeit in Abhängigkeit von der Temperatur (Latenzzeit = $1/(61,023 \cdot \text{Temperatur}^{-0,7019})$), nach ROSSI et al. (1997)

3.3.2.2 Infektionswahrscheinlichkeit des Weizenbraunrosts

Mit Daten von EVERSMEYER et al. (1988) wurde die Infektionswahrscheinlichkeit für Weizenbraunrost entwickelt. EVERSMEYER et al. (1988) untersuchten Keimung, Appressorienbildung, substomatale Vesikelbildung und die Bildung von Infektionshyphen im Temperaturbereich 12 bis 20 °C und 3, 4, 5, 6, 7, 8, 10, 12, 14 und 16 Stunden Feuchteperiode nach Inokulation. Im Folgenden wird der Begriff Feuchteperiode durch Benetzungsdauer ersetzt.

Für die Entwicklung der Infektionswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und der Benetzungsdauer wurden die Daten der substomatalen Vesikelbildung (Abb. 17) genutzt. Die Uredosporen keimen, bilden Appressorien und dringen dann über substomatale Vesikel in das Blatt ein. Bis zum Eindringen ins Blatt spielt sowohl die Temperatur als auch die Benetzungsdauer eine Rolle. Nach Untersuchungen von EVERSMEYER et al. (1988) werden mindestens vier Stunden Benetzungsdauer bei einer Temperatur von 16 °C für die Bildung von substomatalen Vesikeln benötigt. Fünf Stunden sind bei 18 °C, sechs Stunden bei 12 °C und sieben Stunden bei 20 °C erforderlich (Abb. 17).

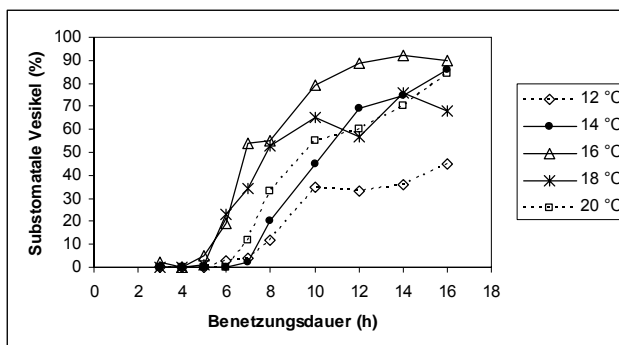


Abbildung 17: Substomatale Vesikelbildung in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und Benetzungsdauern (nach EVERSMEYER et al., 1988)

Mit diesen Daten wurde die Infektionswahrscheinlichkeit für Weizenbraunrost mit derselben Methode wie beim Roggenbraunrost entwickelt.

Die Regressionsparameter der Richards - Funktion sind in Tabelle 19 aufgeführt.

Tabelle 19: Geschätzte Regressionsparameter der Richards - Funktionen (Gleichung 5), welche die substomatale Vesikelbildung beim Weizenbraunrost in Abhängigkeit von verschiedenen Temperaturen und der Benetzungsdauer beschreiben

Temperatur	Parameter	Wert	Standardfehler	p	R ²
12 °C	i_{max}	39,5458	2,4777	<0,0001	0,96
	r_{inf}	0,7927	0,2917	0,0299	
	m	0,9984	0,0037	<0,0001	
14 °C	i_{max}	86,4750	3,2844	<0,0001	0,99
	r_{inf}	0,4758	0,0550	<0,0001	
	m	0,9864	0,0064	<0,0001	
16 °C	i_{max}	90,7549	3,3045	<0,0001	0,98
	r_{inf}	0,6264	0,1067	0,0006	
	m	0,9828	0,0120	<0,0001	
18 °C	i_{max}	67,9698	3,2117	<0,0001	0,97
	r_{inf}	0,7468	0,1772	0,0040	
	m	0,9910	0,0103	<0,0001	
20 °C	i_{max}	78,5023	5,2993	<0,0001	0,98
	r_{inf}	0,4755	0,1089	0,0033	
	m	0,9785	0,0179	<0,0001	

Die Beschreibung des Einflusses der Temperatur auf den Parameter i_{max} erfolgte mit einer Beta - Funktion. Die Eingangparameter der Beta – Funktion wurden mit Hilfe des Programms EPIFUNK geschätzt.

Wie beim Roggenbraunrost wurde die Kombination der Richards – Funktion mit der Beta – Funktion (Abb. 18) simultan an den vorhandenen Datensatz angepasst und die Parameter neu geschätzt (Tab. 20). Als Bedingungen wurden für T_{min} Werte ≥ 0 °C und ≤ 5 °C und für T_{max} Werte ≤ 30 °C festgehalten.

Tabelle 20: Geschätzte Regressionsparameter der Kombination Richards - Beta - Funktion (Gleichung 5 und 6), substomatale Vesikelbildung, Weizenbraunrost

Parameter	Wert	Standardfehler	p	R ²
Y_{opt}	92,8959	2,6814	<0,0001	0,91
T_{min}	5,0000	51,7024	0,9234	
T_{max}	30,0000	97,3544	0,7595	
T_{opt}	16,7795	0,6505	<0,0001	
n	5,1386	70,1496	0,9419	
r_{inf}	0,4824	0,0944	<0,0001	
m	0,9700	0,0200	<0,0001	

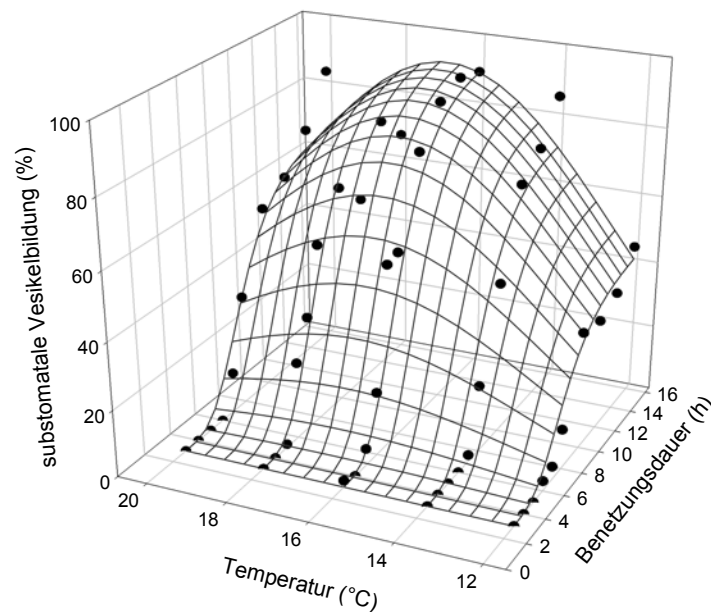


Abbildung 18: Modellierte substomatale Vesikelbildung beim Weizenbraunrost in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer (nach Gleichung 5 und 6, R² = 0,91, • Boniturdaten von EVERSMEYER et al., (1988), — Modell)

Analog zum Roggenbraunrost wurden die Werte der modellierten subtomatalen Vesikelbildung relativ zum Maximum ausgedrückt und als Infektionswahrscheinlichkeit definiert (Abb. 19).

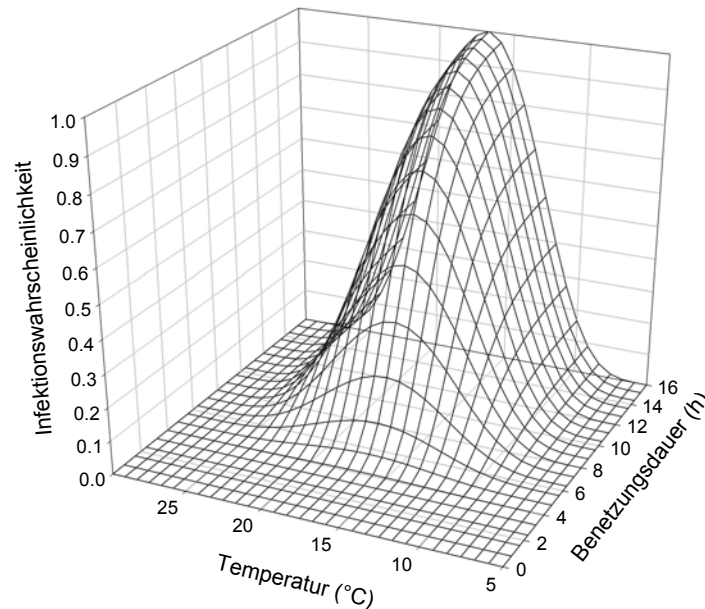


Abbildung 19: Modellierte Infektionswahrscheinlichkeit für den Weizenbraunrost in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer

3.3.3 Vergleich der Infektionswahrscheinlichkeit des Roggen- und Weizenbraunrosts

Sowohl beim Roggen- als auch bei Weizenbraunrost sind mindestens vier Stunden Benetzungsdauer notwendig, um Infektionen hervorzurufen. Optimal sind beim Roggenbraunrost 24 Stunden Benetzungsdauer, beim Weizenbraunrost 16 Stunden Benetzungsdauer. Geschätzte minimale Temperatur ist beim Roggenbraunrost 1 °C, beim Weizenbraunrost wurde die minimale Temperatur von 5 °C festgehalten. Geschätzte maximale Temperatur ist beim Roggenbraunrost 27 °C, beim Weizenbraunrost wurde die maximale Temperatur von 30 °C festgehalten. Geschätzte optimale Temperatur für eine Braunrostinfektion beim Roggen ist 18,4 °C und beim Weizen 16,8 °C (Tab. 21).

Tabelle 21: Geschätzte und festgehaltene Temperaturbedingungen der Infektionswahrscheinlichkeit für den Roggen- und Weizenbraunrost

	Roggenbraunrost	Weizenbraunrost
minimale Temperatur (°C)	1,0	5,0
optimale Temperatur (°C)	18,4	16,8
maximale Temperatur (°C)	26,7	30,0

3.4 Diskussion

Ziel dieser Untersuchungen war es, eine Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost in Abhängigkeit von der Benetzungsdauer und der Temperatur zu entwickeln.

In den durchgeführten Klimaschrankversuchen konnten in den meisten Fällen keine signifikanten Sortenunterschiede zwischen der niedrig anfälligen Sorte Boresto und der hoch anfälligen Sorte Picasso festgestellt werden. Falls signifikante Sortenunterschiede festgestellt wurden, war die Anzahl Pusteln auf der als niedrig anfällig beschriebenen Sorte Boresto immer höher. Die Angaben aus der BSL 2006 (Tab. 14) (BUNDESSORTENAMT, 2006) bezüglich der Braunrostanfälligkeit konnten daher in den Klimaschrankversuchen nicht bestätigt werden. Ein möglicher Grund für das gleiche Verhalten der Sorten könnte die große Menge an Inokulum sein. Jedes Blatt wurde mit einer Konzentration von $3,3 \cdot 10^5$ Sporen / ml inokuliert. Ein weiterer Grund könnte sein, dass nur ein Entwicklungszyklus in den Klimaschränken untersucht wurde. Die rassenunspezifische Resistenz lässt das Wachstum des Erregers zu, jedoch in abgeschwächter Form (BECKER, 1993). Durch eine längere Latenzperiode des Erregers wird die Anzahl von Vermehrungszyklen innerhalb einer Vegetationsperiode verringert. Weniger Infektionen und eine verringerte Sporulation verzögern die Epidemie (PARLEVLIE, 1979). In der Dauer der Inkubationszeit wurden keine Sortenunterschiede festgestellt. Der Parameter Sporulation wurde nicht untersucht.

Es gibt unterschiedliche Literaturangaben bezüglich der Latenzzeit und Inkubationszeit von Roggenbraunrost. HOFFMANN & SCHMUTTERER (1999) geben fünf bis sieben Tage Latenzzeit bei optimalen Bedingungen an. KLUGE et al. (1999) beschreiben die kürzeste Inkubationszeit bei 20 bis 30 °C mit sechs bis sieben Tagen. GÄUMANN (1951) gibt bei einer Temperatur von 20 °C ca. 6 Tage und bei einer Temperatur von 10 °C ca. 15 Tage Inkubationszeit an. Die mittlere Fruktifikationszeit (= Latenzzeit) wurde ebenfalls von GÄUMANN (1951) untersucht und beträgt bei 10 °C 15,3 Tage, bei 15 °C 9,2 Tage und bei 20 °C 6,7 Tage. Vergleicht man die o. g. Angaben über die Dauer der Inkubations- und Latenzzeit (oder Fruktifikationszeit), kann man feststellen, dass die Zeitspanne zwischen Inkubations- und Latenzzeit beim Roggenbraunrost sehr klein ist. Es gibt keine großen Unterschiede zwischen Inkubations- und Latenzzeit. Dies wird durch eigene Versuchsergebnisse bestätigt. Die Zeitspanne zwischen dem Sichtbarwerden der ersten Pusteln und der Sporulation dieser Pusteln ist gering.

In eigenen Versuchen betrug die Inkubationszeit bei optimalen Bedingungen (15 bis 25 °C) zwischen 6 und 8 Tagen. Die Angaben aus der Literatur können also bestätigt werden. Bei 10 °C betrug die Inkubationszeit in den eigenen Versuchen 10 Tage. Hier gibt es Abweichungen zu den Literaturangaben. Ein möglicher Grund für die Differenz zwischen Literaturangaben und eigenen Versuchsergebnissen kann sein, dass mit unterschiedlich anfälligen Sorten gearbeitet wurde. In den eigenen Versuchen konnten keine Sortenunterschiede in der Dauer der Inkubationszeit zwischen der hoch anfälligen Hybridsorte Picasso und der niedrig anfälligen Populationsorte Boresto festgestellt werden. Der Effekt von niedrigen Temperaturen auf die Latenzzeit von niedrig und hoch anfälligen **Weizensorten** für Braunrost wurde von JOHNSON (1980) untersucht, der fand, dass die Latenzzeit von niedrig anfälligen Sorten länger ist als die von hoch anfälligen Sorten. Auch SHANER & HESS (1978) stellten fest, dass bei einer künstlichen Infektion das Erstauftreten von Braunrost auf anfälligen **Weizensorten** sechs Tage und auf niedrig anfälligen Weizensorten

sieben Tage nach Inokulation zu verzeichnen ist. Bei einer Temperatur von 5 °C wurden keine Angaben in der Literatur zur Latenz- oder Inkubationszeit gefunden. Nach eigenen Versuchsergebnissen beträgt die Dauer der Inkubationszeit bei einer Temperatur von 5 °C 22 bzw. 23 Tage. Beobachtungen zum Weizenbraunrost von JOHNSON (1980), dass sich die Latenzzeit mit abnehmender Temperatur verlängert, wurden in eigenen Versuchen beim Roggenbraunrost ebenfalls gemacht.

Vergleicht man die Dauer der Inkubationszeit (Zeitspanne zwischen dem Anlanden der Keime und dem Auftreten der ersten Symptome) beim Roggenbraunrost mit der Dauer der Latenzzeit (Zeitspanne zwischen dem Anlanden der Keime und dem Beginn der Sporulation der Läsionen) beim Weizenbraunrost, kann man feststellen, dass die Latenzzeit beim Weizenbraunrost im Temperaturbereich 5 bis 25 °C maximal 2 Tage länger ist als die Dauer der Inkubationszeit beim Roggenbraunrost. Es wird nochmals deutlich, dass die Unterschiede zwischen Inkubationszeit und Latenzzeit beim Braunrost bezüglich der Dauer nur gering sind.

KLUGE et al. (1999) geben als Optimum für die Gesamtentwicklung des Roggenbraunrosts Temperaturen zwischen 15 und 20 °C an. In den eigenen Versuchen konnten bei einer Temperatur von 20 °C die meisten Pusteln gezählt werden. Deutlich weniger Pusteln wurden bei 10 und 25 °C gezählt. Kaum Infektionen fanden bei einer Temperatur von 5 °C statt. OBST & GEHRING (2002) geben für eine schnelle Braunrostvermehrung Temperaturen am Tag zwischen 20 °C und 26 °C, Nachttemperaturen nicht unter 12 °C, sowie eine Benetzungsdauer von mindestens vier Stunden an. In den eigenen Versuchen waren bei allen Temperaturen mindestens sechs Stunden Benetzungsdauer nach Inokulation für erfolgreiche Infektionen erforderlich. Bei niedrigen Temperaturen waren längere Benetzungsdauern erforderlich.

Beim Weizenbraunrost waren Literaturdaten von EVERSMEYER et al. (1988) Datengrundlage. Sie fanden, dass mit zunehmender Benetzungsdauer die Anzahl Sporen, die substomatale Vesikel bilden, zunimmt.

Mit Hilfe einer Richards - Funktion (RICHARDS, 1959) für die Abhängigkeit der Infektionen von der Benetzungsdauer und einer modifizierten Beta - Funktion (ANALYTIS, 1977; HAU, 1988; BASSANEZI et al., 1998) für die Temperaturabhängigkeit konnte die Infektionswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer entwickelt werden. Datengrundlage für die Entwicklung der Infektionswahrscheinlichkeit waren für den Roggenbraunrost eigene Versuchsdaten, für den Weizenbraunrost wurden Literaturdaten von EVERSMEYER et al. (1988) genutzt. Auch in einem Modell zur Simulation von Epidemien des Bohnenrosts wurde die Kombination einer Richards – Beta – Funktion zur Beschreibung der Krankheitseffizienz in Abhängigkeit von der Temperatur und der Blattnässe genutzt (BERGER et al., 1995).

STUBBS et al. (1986) und ROELFS et al. (2002) fanden, dass Weizenbraunrost bei Benetzungsdauern von drei Stunden und Temperaturen um 20 °C Infektionen hervorruft. Bei längeren Benetzungsdauern ist die Anzahl der Infektionen höher und bei niedrigeren Temperaturen sind längere Benetzungsdauern erforderlich. In der neu entwickelten Infektionswahrscheinlichkeit sind aufgrund der vorhandenen Literaturdaten mindestens vier Stunden Benetzungsdauer erforderlich, um Infektionen hervorzurufen, optimal sind Temperaturen um 16,8 °C. WIESE & RAVENSCROFT (1979) fanden, dass die Infektionseffizienz mit zunehmender Temperatur,

insbesondere bei Temperaturen über 25 °C reduziert wird. In der entwickelten Infektionswahrscheinlichkeit nimmt die Infektionseffizienz bei Temperaturen über 25 °C stark ab, bei Temperaturen über 28 °C finden fast keine Infektionen mehr statt. DE VALLAVIEILLE-POPE et al. (1995) fanden, dass Infektionen in einem Temperaturbereich von 5 bis 25 °C gesetzt werden können. Nach eigenen Ergebnissen kann der Weizenbraunrost im Temperaturbereich 5 bis 25 °C infizieren.

Nach Ergebnissen von STUCKEY & ZADOKS (1989) sind mindestens sechs Stunden Benetzungsdauer für eine Krankheitsentwicklung notwendig. In der entwickelten Infektionswahrscheinlichkeit reichen vier Stunden Benetzungsdauer aus, um erste Infektionen hervorzurufen (Abb. 19).

Vergleicht man die Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost kann man feststellen, dass bei beiden Rosten mindestens vier Stunden Benetzungsdauer erforderlich sind, um erfolgreich zu infizieren. In beiden Fällen nimmt mit zunehmender Benetzungsdauer die Infektionswahrscheinlichkeit zu. Optimal sind Benetzungsdauern zwischen 15 und 24 Stunden.

Die festgehaltene minimale Temperatur beim Weizenbraunrost ist 5 °C, die maximale Temperatur ist 30 °C, beim Roggenbraunrost können Infektionen im Temperaturbereich 1 bis 27 °C stattfinden. Beim Weizenbraunrost wurde mit Literaturdaten von EVERSMEYER et al. (1988) gearbeitet. Es wurden nur die Temperaturen 12, 14, 16, 18 und 20 °C getestet. Sowohl die minimale als auch die maximale Temperatur wurden festgehalten. Die optimale Temperatur wurde mit Hilfe der Funktionen geschätzt. Es wäre wichtig, in weiteren Versuchen die Kardinaltemperaturen nochmals zu überprüfen. Optimal sind beim Weizenbraunrost Temperaturen um 16,8 °C und beim Roggenbraunrost Temperaturen um 18,4 °C. Angaben von KLUGE et al. (1999), dass der Roggenbraunrost etwas niedrigere Temperaturoptima als der Weizenbraunrost hat, können nicht bestätigt werden. Zwar ist die geschätzte minimale und maximale Temperatur beim Roggenbraunrost etwas niedriger als beim Weizenbraunrost, allerdings ist die geschätzte optimale Temperatur ca. 1,6 °C höher als beim Weizenbraunrost.

Mit der Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost werden Tage mit günstigen Infektionsbedingungen bestimmt. Mit Hilfe von Wetterdaten ist es möglich, für verschiedene Standorte die Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost vorherzusagen. Die Untersuchungen der epidemiologischen Parameter können als Basis für Prognosemodelle genutzt werden. In der Literatur gibt es schon einige Modelle für Getreidekrankheiten, die die Berechnung der täglichen Infektionswahrscheinlichkeit oder die Berechnung einer täglichen Infektionsrate als Grundlage nutzen (FRIEDRICH, 1995a und b; DE VALLAVIEILLE-POPE et al., 1995; ROSSI et al., 1996).

4. Virulenzanalysen des Roggen- und Weizenbraunrosts

Zusammenfassung

Eine Möglichkeit, den Braunrostbefall zu minimieren ist die Nutzung von resistenten Sorten. In Zusammenarbeit mit der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft (BBA) wurden Untersuchungen zur Virulenzsituation des Roggen- und Weizenbraunrosts durchgeführt. In den Jahren 2003, 2004 und 2005 wurden zu verschiedenen Terminen aus Roggen- und Weizensortenversuchen braunrostbefallene Blätter entnommen und an die BBA geschickt. Es wurde die Virulenzfrequenz und die Virulenzkomplexität untersucht. Im Rahmen der Untersuchungen konnte festgestellt werden, dass durch die Sortenresistenz ein Selektionsdruck auf die Pathogenpopulation ausgeübt wird und es somit zu einer Anreicherung aggressiverer Isolate auf braunrostresistenten Roggen- und auch Weizensorten kommt. Aufgrund der schnellen Anpassung des Pathogens an den Wirt ist die rassenspezifische (qualitative) Resistenz nur von kurzer Dauer.

Für den Roggenbraunrost lässt sich weiterhin festhalten, dass die Pathogenpopulation eine hohe Diversität aufweist und sich an neue, wirksame rassenspezifische Resistenzen in relativ kurzer Zeit anpassen kann.

4.1 Einleitung

Braunrost in Winterweizen (*Puccinia triticina* Erikss.) ist in allen Ländern der Welt mit Weizenanbau verbreitet und gilt als eine der wichtigsten Krankheiten in dieser Kultur (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Weizenerträge können um mehr als 25 % reduziert werden (STUCKEY & ZADOKS, 1989). Mit steigender Intensität des Anbaus nimmt die Bedeutung des Braunrosts zu (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999).

In Roggen ist Braunrost (*Puccinia recondita* f. sp. *secalis* Roberge ex Desmaz.) die wichtigste Blattkrankheit und tritt in allen Anbaugebieten Deutschlands regelmäßig auf (JÖRG & KRAUTHAUSEN, 2001). Unter kontinentalen Bedingungen findet man die ersten Rostpusteln meist vor der Blüte. Bei anfälligen Sorten kann der Rost Ertragsverluste bis zu 40 % verursachen (KOBYLANSKI & SOLODUKHINA, 1983; HARTLEB et al., 1995). Seit der Einführung von krankheitsanfälligen Hybridsorten 1984 (BECKER, 1993) stieg der Braunrostbefall stark an. Künstliche Braunrostinfektionen führten bei Hybridroggen zu einer durchschnittlichen Verminderung des Tausendkorngewichtes von 14 % (MIEDANER & SPERLING, 1995). In Versuchen konnten durch Fungizidbehandlungen die Erträge um 29 % im Vergleich zur unbehandelten Kontrolle gesteigert werden (WOLFE & FINCKH, 1996).

Die Feststellung des Erstauftretens ist meistens Auslöser für einen Fungizideinsatz. Häufig wird auch eine routinemäßige Behandlung zum Zeitpunkt des Ährenschiebens durchgeführt. Eine Möglichkeit, den Fungizideinsatz zu minimieren, ist der Einsatz von Prognosemodellen.

In anderen Ackerbau- und vor allem Obstbaukulturen wurden schon sehr gute Erfahrungen mit computergestützten Entscheidungshilfen (Prognosemodelle und Expertensysteme) gesammelt (JÖRG et al., 1999). Mit Hilfe von Prognosemodellen kann der Zeitbedarf für Felderhebungen

minimiert werden, indem frühe Erhebungen eingespart werden. Auch die Optimierung des Bekämpfungstermins wird angestrebt, d. h. mit einer Entscheidungshilfe kann der Termin des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle und somit der Einsatztermin für die Fungizide vorhergesagt werden (RACCA et al., 2002).

Eine weitere Möglichkeit den Braunrostbefall zu minimieren ist die Nutzung von resistenten Sorten. Durch den Einsatz von Bekämpfungsschwellen in Kombination mit resistenten Sorten kann der Fungizideinsatz verringert werden (BEER, 1991; HARTLEB et al., 1995). Beim Winterroggen sind allerdings aufgrund der hohen Braunrostanfälligkeit im Vergleich zum Winterweizen keine sortenabhängigen Fungizidstrategien möglich. Derzeit sind die am weitesten verbreiteten Populations- und Hybridsorten für Winterroggen meistens als anfällig einzustufen.

Zum Weizenbraunrost wurden bereits umfangreiche Analysen zum Pathotypenspektrum durchgeführt (VON KRÖCHER, 1990; PARK & FELSENSTEIN, 1998). Auch für den Weizengelbrost liegen deutschlandweite Virulenzuntersuchungen vor (FLATH & BARTELS, 2002). Das Vorhandensein von Roggenbraunrostrassen wurde bereits in den zwanziger Jahren nachgewiesen (MAINS, 1926; GASSNER & KIRCHHOFF, 1934). Allerdings fanden aufgrund des fehlenden geeigneten Differenzialliniensortiments kaum Virulenzanalysen statt. 1995 wurde erstmals ein Sortiment aus 13 Roggeninzuchtlinien und vier Vollgeschwisterfamilien zusammengestellt (LEBNER & SPERLING, 1995), das von KLOCKE (2004) weiterentwickelt und für umfangreiche Untersuchungen zur Virulenzsituation in der deutschen Roggenpopulation in den Jahren 2000 – 2003 verwendet wurde. Mit Hilfe dieses Sortiments können Roggenbraunrostpopulationen charakterisiert werden.

In Zusammenarbeit mit der BBA wurden Untersuchungen zur Dynamik der Virulenzen durchgeführt, um das populationsdynamische Verhalten während der Vegetation zu analysieren und eventuell die vorhandenen Sortenresistenzen in Prognosemodelle einzubeziehen.

4.2 Material und Methoden

Für die Untersuchungen zur Virulenzsituation des Roggen- und Weizenbraunrosts wurden in den Versuchsjahren 2003 bis 2005 während der Vegetation mit Braunrost befallene Roggen- und Weizenblätter aus Sortenversuchspartellen entnommen und zur Analyse an die BBA gesandt. Damit die Blätter frisch blieben, wurden sie in Zuckerrübenblätter eingewickelt und unmittelbar nach der Entnahme abgeschickt. Pro Sorte und Termin wurden 16 Blätter eingeschickt. Die Beprobung fand mindestens zu drei Terminen in wöchentlichen Abständen statt (Tab. 22 und 23).

Tabelle 22: Probennahmeterminale des Ausgangsmaterials für Virulenzanalysen von befallenen Blättern verschiedener Roggensorten, 2003-2005

Jahr	Datum	BBCH	Ort	Sorten
2003	04.06.03	69	Mainz	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2003	17.06.03	73	Mainz	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2003	03.07.03	85	Mainz	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2004	30.06.04	85	Nieder Hilbersheim	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2004	06.07.04	85	Nieder Hilbersheim	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2005	24.01.05	29	Eich	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2005	17.05.05	59/61	Eich	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2005	01.06.05	69	Eich	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2005	08.06.05	71	Eich	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2005	14.06.05	73	Eich	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
2005	21.06.05	83	Eich	Avanti, Boresto, Picasso, Plato

Tabelle 23: Probennahmeterminale des Ausgangsmaterials für Virulenzanalysen von befallenen Blättern verschiedener Weizensorten, 2003-2005

Jahr	Datum	BBCH	Ort	Sorten
2003	04.06.03	65	Mainz	Contra, Dekan, Monopol, Punch
2003	17.06.03	75	Mainz	Contra, Dekan, Monopol, Punch
2003	03.07.03	83	Mainz	Contra, Dekan, Monopol, Punch
2004	06.07.04	83	Nieder Hilbersheim	Dekan, Punch
2004	26.07.04	87	Nieder Hilbersheim	Monopol
2005	01.06.05	55	Eich	Contra, Dekan, Monopol, Punch
2005	08.06.05	61	Eich	Contra, Dekan, Monopol, Punch, Tommi
2005	14.06.05	65	Eich	Contra, Dekan, Monopol, Punch, Tommi
2005	21.06.05	75	Eich	Contra, Dekan, Monopol, Punch, Tommi
2005	29.06.05	77	Eich	Contra, Dekan, Monopol, Punch, Tommi

Die Braunrostsporen wurden von den gesammelten Blättern abgesaugt. Primärblattstücke der anfälligen Roggensorte Ursus bzw. der Weizensorte Monopol wurden in Petrischalen mit Benzimidazolagar (5 g Agar / l Wasser und 35 ppm Benzimidazol) ausgelegt. Dann erfolgte mittels eines Infektionsturmes die Inokulation. Danach wurden die Petrischalen bei 100 % Luftfeuchte, 20 °C und Dunkelheit für 24 Stunden inkubiert und anschließend bei 20 °C und Dauerlicht von ca. 4000 Lux aufgestellt. Die so vermehrten Braunrostpopulationen konnten nach ca. 12 Tagen zur Herstellung von Einpustelisolaten (EPI) genutzt werden. Dazu wurden jeweils die Sporen einer Pustel mit einer Pipette abgenommen und wie oben beschrieben auf Blattsegmente der braunrostanfälligen Sorten Ursus bzw. Monopol inokuliert (FLATH et al., 2002).

Die Anzucht der Differenziallinien erfolgte in Plastiktöpfen, die mit Einheitserde befüllt und bei 22 - 24 °C und 10.000 Lux Lichtstärke in einer Klimakammer aufgestellt wurden. Die Virulenzanalysen wurden mit acht Tage alten Primärblattsegmenten durchgeführt. Die Differenziallinien des Roggen-

(KLOCKE, 2004) und Weizensortiments (LONG & KOLMER, 1989; SINGH, 1991) sind in Tabelle 24 dargestellt.

Tabelle 24: Differenziallinien des Roggen- und Weizensortiments

Differenziallinie Nr.	Roggensortiment ¹⁾	Weizensortiment ²⁾
1	1684004	1
2	1684047	2a
3	1684161	2b
4	1684266	2c
5	9084	3
6	9126	3bg
7	N9a/86	9
8	N75/81	10
9	S4084	11
10	S4087	14a
11	H22/7	14b
12	H23/8	15
13	H26	16
14	P51b	17
15	P52	18
16	P53	19
17	P54	20
18		21
19		23
20		24
21		25
22		26
23		29
24		30
25		32
26		33
27		34
28		37
29		38
30		44
31		W
32		B
33		Tc

¹⁾ Zahlen und Buchstaben geben die Bezeichnung der jeweiligen Züchter an

²⁾ Zahlen und Buchstaben geben das jeweilige Resistenzgen an

Zur Charakterisierung der von den vier Roggen- und fünf Weizensorten Sorten gewonnenen Isolate wurden 3 cm lange Primärblattstücke aller Differenziallinien sowie der braunrostanfälligen Kontrollsorten Ursus bzw. Monopol in Polystyrol-Kästen mit einer Grundfläche von 20 x 10 cm und je 12 Abteilen auf Benzimidazolagar (5 g Agar / l Wasser und 35 ppm Benzimidazol) ausgelegt. Die Inokulation erfolgte mit Hilfe eines Reiheninfektionsturmes. Sporen der zu testenden Isolate wurden mit einer Pipette von zuvor infizierten Blattsegmenten abgenommen und mit Hilfe einer Einwegspritze in die jeweiligen Abteile des Infektionsturmes gegeben.

Nach der Inokulation wurden die Blattsegmentschalen bei 20 °C und 100 % Luftfeuchte für 24 Stunden bei Dunkelheit und danach bei 4000 Lux Dauerlicht in einem Kulturraum inkubiert.

Am 8. und 9. Tag nach der Inokulation erfolgte die Bestimmung der Infektionstypen für den Roggenbraunrost nach dem in Tabelle 25 dargestellten Boniturschema von FRAUENSTEIN & REICHEL (1978). Für den Weizenbraunrost erfolgte die Bestimmung der Infektionstypen im Wesentlichen nach dem in Tabelle 26 dargestellten, jedoch etwas veränderten Boniturschema von STAKMAN et al. (1962). Die Infektionstypen 1 bis 4 (Roggenbraunrost) bzw. 0 bis 4 (Weizenbraunrost) werden als avirulent, die Infektionstypen 5 und 6 als virulent eingestuft.

Tabelle 25: Roggenbraunrost-Boniturschema zur Erfassung von Infektionstypen nach FRAUENSTEIN & REICHEL (1978)

Infektionstyp	Befallssymptome
1	keine Befallssymptome
2	Ausbildung von Chlorosen
3	Ausbildung sehr kleiner Pusteln mit chlorotischen Höfen
4	Ausbildung mittelgroßer Pusteln mit chlorotischen Höfen
5	Ausbildung großer Pusteln mit chlorotischen Höfen
6	Ausbildung großer Pusteln ohne Chlorosen

Tabelle 26: Weizenbraunrost-Boniturschema zur Erfassung von Infektionstypen, verändert nach STAKMAN et al. (1962)

Infektionstyp	Befallssymptome
0	keine Befallssymptome
1	Ausbildung von Chlorosen
2	Ausbildung kleiner Pusteln mit Nekrosen
3	Ausbildung kleiner bis mittelgroßer Pusteln mit Chlorosen und Nekrosen
4	heterogene Reaktion, d.h. unterschiedliche Reaktionstypen auf einem Blatt
5	Ausbildung mittelgroßer Pusteln mit oder ohne Chlorosen
6	Ausbildung großer Pusteln ohne Chlorosen

Die Virulenzstruktur der untersuchten Braunrostpopulationen wurde mit folgenden Parametern beschrieben:

Die **Virulenzfrequenz** beschreibt die Häufigkeit kompatibler Sorten-Isolat-Interaktionen in der Stichprobe (WELZ, 1986). Sie gibt an, welcher prozentuale Anteil der untersuchten Braunrostpopulation Virulenz für die in den Differenziallinien enthaltenen rassenspezifischen Resistenzgene besitzt und stellt den wichtigsten Parameter bei der Messung von Unterschieden innerhalb der Pathogenpopulation dar. Die ermittelten Virulenzfrequenzen werden hinsichtlich der Wirksamkeit der betreffenden Resistenzgene nach FELSENSTEIN & JASER (2000) wie folgt eingestuft (Tab. 27):

Tabelle 27: Einstufung der Wirkung von Resistenzgenen in Abhängigkeit von der Virulenzfrequenz in der Pathogenpopulation

Virulenzfrequenz (%) in der Pathogenpopulation	Wirkung der Wirtsresistenz
0 - 10 (sehr gering)	sehr gut
> 10 - 20 (gering)	gut
> 20 – 50 (mittel)	mäßig
> 50 (hoch bis sehr hoch)	gering bis keine

Die **Virulenzkomplexität** entspricht der Anzahl Virulenzfaktoren, die ein Isolat besitzt (WELZ, 1986) und somit dessen Fähigkeit, die Resistenzgene der Wirtspflanzen zu überwinden. Für die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Tests wurden für den Roggen die Komplexitäten von 0 - 5 als niedrig, 6 - 11 als mittel und 12 - 17 als hoch eingestuft.

Für den Weizen erfolgte die Einteilung von 0 - 6 als niedrig, 7 - 16 als mittel und 17 - 33 als hoch.

4.3. Ergebnisse

4.3.1 Roggenbraunrost 2003 – 2005

4.3.1.1 Virulenzkomplexität

Auf den braunrostresistenten Roggensorten Plato und Boresto wurde im Mittel der Jahre 2003 bis 2005 einen höherer Anteil hochkomplexer Isolate nachgewiesen als auf den braunrostanfälligen Roggensorten Avanti und Picasso (Abb. 20).

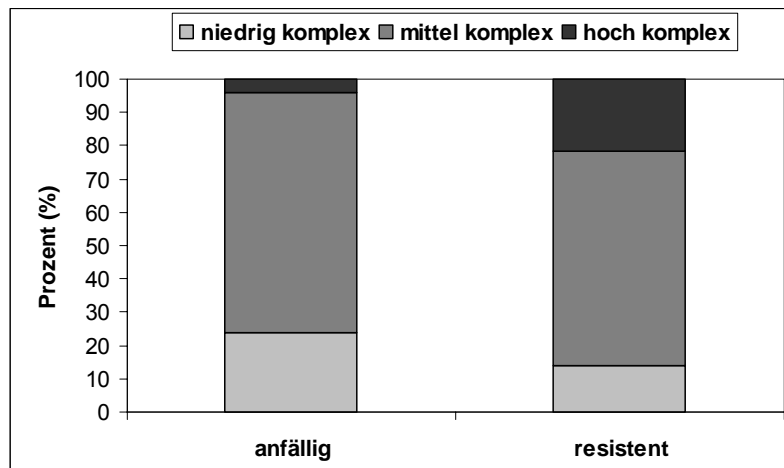


Abbildung 20: Prozentualer Anteil hoch, mittel und niedrig komplexer Isolate von anfälligen (Avanti, Picasso) und resistenten (Plato, Boresto) Roggensorten (Mittel der Jahre 2003 – 2005)

4.3.1.2 Virulenzfrequenz

Die zur Feststellung der Virulenzfrequenzen verwendeten Differenziallinien wurden in drei Gruppen eingeteilt (Tab. 28). Zur anfälligen Gruppe gehören Linien, für die im Mittel der Jahre und der getesteten Isolate eine Virulenzhäufigkeit von > 50 % festgestellt wurde. Mäßig resistente Linien wiesen eine Virulenzhäufigkeit von 21 - 50 % auf und resistente Linien eine Virulenzhäufigkeit von 0 - 20 %. Für die anfälligen Differenziallinien wurde erwartungsgemäß die höchste mittlere Virulenzhäufigkeit von 74 % festgestellt. Mäßig resistente Differenziallinien wurden von durchschnittlich 40 % der getesteten Isolate befallen und die resistenten Differenziallinien von nur 8 % der Isolate. Im Untersuchungszeitraum zeigte sich eine Abnahme der Virulenzfrequenzen für die anfälligen Differenziallinien von 88 % im Jahr 2003 auf 63 % im Jahr 2005 sowie eine Zunahme der Virulenzfrequenzen für resistente Differenziallinien von 7 % im Jahr 2003 auf 14 % im Jahr 2005 (Abb. 21). Wurden die Isolate von den braunrostanfälligen Roggensorten Avanti und Picasso gewonnen, so lag die Virulenzhäufigkeit für resistente Differenziallinien zwischen 2 und 5 % (Abb. 22). Demgegenüber wurde eine wesentlich höhere Virulenzhäufigkeit von 5 – 23 % für resistente Differenziallinien festgestellt, wenn die Isolate von den braunrostresistenten Roggensorten Plato und Boresto gewonnen wurden (Abb. 23).

Tabelle 28: Virulenzfrequenz (%) der Roggenbraunrostisolate von den Sorten Avanti, Picasso, Plato und Boresto, 2003 - 2005

Differenzial- linien	Mittel 03-05	gesamt			Avanti				Picasso				Plato				Boresto			
		2003	2004	2005	Mittel	2003	2004	2005	Mittel	2003	2004	2005	Mittel	2003	2004	2005	Mittel	2003	2004	2005
H22/7	91	97	95	81	90	94	94	83	88	94	100	70	93	100	88	90	94	100	100	81
1684004	83	98	82	69	84	97	93	63	82	97	92	57	90	100	82	87	77	100	61	71
1684047	80	97	71	73	77	97	60	73	77	94	63	73	86	97	82	80	82	100	78	67
1684161	78	90	78	66	74	84	82	57	72	90	68	57	84	90	78	83	82	97	83	67
H23/8	75	92	71	62	77	97	87	47	69	84	63	60	69	87	44	77	84	100	89	64
1684266	71	84	63	64	68	77	65	63	66	81	66	50	74	87	55	80	74	94	67	62
9084	65	62	67	63	55	45	69	50	53	58	62	40	68	61	61	83	82	90	78	77
9126	63	78	54	54	59	65	65	47	61	84	45	53	66	74	57	67	64	94	50	49
S4087	58	93	48	34	50	87	40	23	55	94	47	23	63	94	48	47	65	97	56	42
N9a/86	46	59	44	36	41	42	51	30	45	58	40	37	48	68	40	37	51	71	44	39
N75/81	42	44	52	31	44	45	60	27	42	39	54	33	45	48	56	30	38	42	39	32
H26	31	26	25	42	22	0	44	23	12	10	0	27	36	42	13	53	52	48	44	64
P54	17	15	5	31	6	0	6	13	4	10	0	3	27	16	9	57	30	32	6	52
S4084	15	17	0	30	2	0	0	7	5	13	0	3	20	16	0	43	34	35	0	68
P53	7	1	18	3	13	0	40	0	2	0	0	7	1	0	0	3	13	3	33	3
P52	2	1	2	3	0	0	0	0	3	0	3	7	0	0	0	0	4	3	6	3
P51b	1	0	0	2	2	0	0	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Anzahl Isolate	270	119	91	60	84	31	23	30	88	31	27	30	84	31	23	30	75	26	18	31

■ Virulenzfrequenz (%) in der Pathogenpopulation hoch bis sehr hoch (> 50) ■ Virulenzfrequenz (%) in der Pathogenpopulation mittel (> 20-50)

□ Virulenzfrequenz (%) in der Pathogenpopulation sehr gering (0-10) und gering (> 10-20)

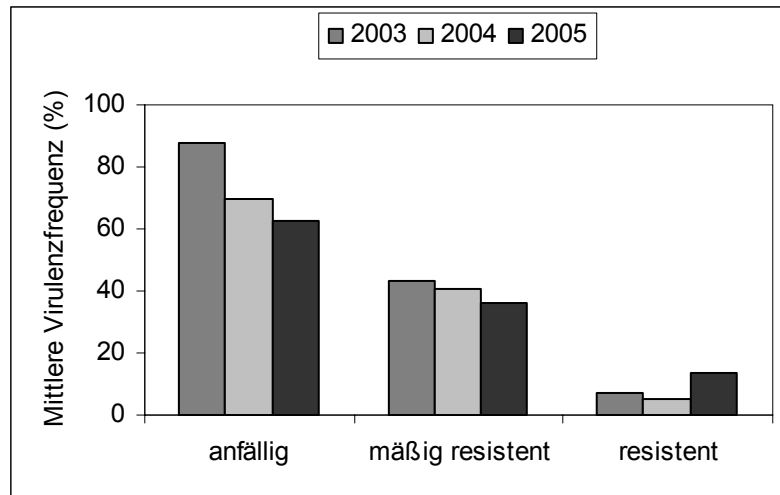


Abbildung 21: Mittlere Virulenzfrequenz von Roggenbraunrostisolaten für anfällige, mäßig resistente und resistente Differenziallinien, 2003 - 2005

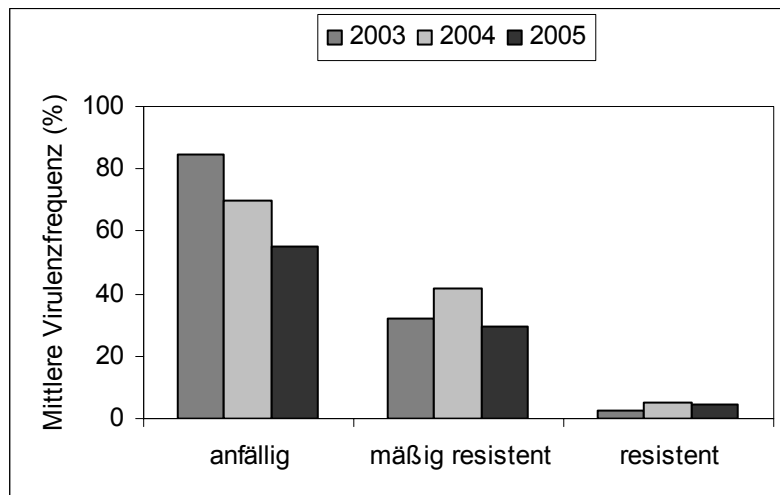


Abbildung 22: Mittlere Virulenzfrequenz von Roggenbraunrostisolaten der Sorten Avanti und Picasso für anfällige, mäßig resistente und resistente Differenziallinien, 2003 - 2005

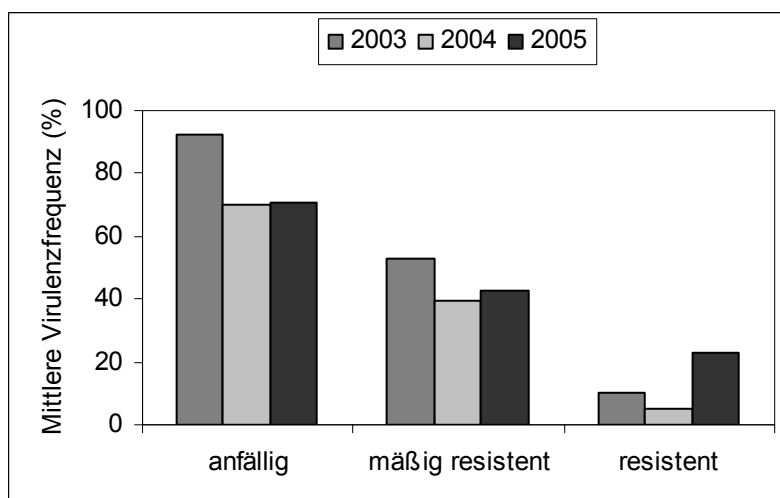


Abbildung 23: Mittlere Virulenzfrequenz von Roggenbraunrostisolaten der Sorten Plato und Boresto für anfällige, mäßig resistente und resistente Differenziallinien, 2003 - 2005

4.3.2 Weizenbraunrost 2003 – 2005

4.3.2.1 Virulenzkomplexität

Auf den braunrostresistenten Weizensorten Contra, Punch und Tommi wurde im Mittel der Jahre 2003 bis 2005 einen höherer Anteil hochkomplexer Isolate nachgewiesen als auf den braunrostanfälligen Weizensorten Monopol und Dekan (Abb. 24).

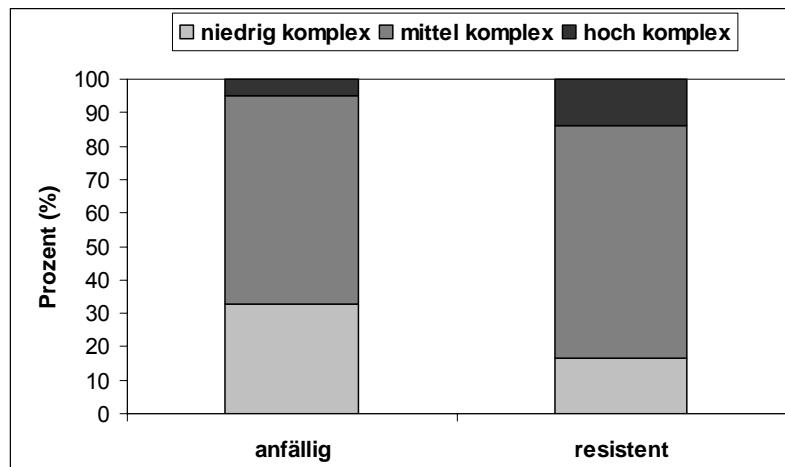


Abbildung 24: Prozentualer Anteil hoch, mittel und niedrig komplexer Isolate von anfälligen (Monopol, Dekan) und resistenten (Contra, Punch, Tommi) Weizensorten (Mittel der Jahre 2003 – 2005)

4.3.2.2 Virulenzfrequenz

Bei den Auswertungen zur Virulenzfrequenz wurden die Ergebnisse der Sorte Tommi nicht berücksichtigt, da es nur ein Beprobungsjahr gab. Im Jahr 2004 konnte deutschlandweit nur ein sehr schwacher Braunrostbefall festgestellt werden.

Auch beim Weizenbraunrost wurden die zur Feststellung der Virulenzfrequenzen verwendeten Differenziallinien in drei Gruppen eingeteilt (Tab. 29). Zur anfälligen Gruppe gehören Linien, für die im Mittel der Jahre und der getesteten Isolate eine Virulenzhäufigkeit von > 50 % festgestellt wurde. Mäßig resistente Linien wiesen eine Virulenzhäufigkeit von 21 - 50 % auf und resistente Linien eine Virulenzhäufigkeit von 0 - 20 %. Für die anfälligen Differenziallinien wurde erwartungsgemäß die höchste mittlere Virulenzhäufigkeit von 64 % festgestellt. Mäßig resistente Differenziallinien wurden von durchschnittlich 37 % der getesteten Isolate befallen und die resistenten Differenziallinien von nur 9 % der Isolate. Im Untersuchungszeitraum nahmen die Virulenzfrequenzen für die anfälligen Differenziallinien von 68 % im Jahr 2003 auf 44 % im Jahr 2004 ab und stiegen dann wieder im Jahr 2005 auf 68 % an. Für die resistenten Differenziallinien konnte eine leichte Zunahme von 8 % im Jahr 2003 auf 10 % im Jahr 2005 festgestellt werden (Abb. 25). Wurden die Isolate von den braunrostanfälligen Weizensorten Dekan und Monopol gewonnen, so lag die Virulenzhäufigkeit für anfällige Differenziallinien zwischen 38 und 71 %, für mäßig resistente zwischen 7 und 38 % und für resistente Differenziallinien zwischen 4 und 10 % (Abb. 26). Demgegenüber wurde eine etwas höhere Virulenzhäufigkeit von 9 – 13 % für resistente Differenziallinien festgestellt, wenn die Isolate von den braunrostresistenten Weizensorten Contra und Punch gewonnen wurden (Abb. 27).

Tabelle 29: Virulenzfrequenz (%) der Weizenbraunrostisolate von den Sorten Monopol, Dekan, Contra und Punch, 2003 - 2005

Differenzial- linien	Mittel 03- 05	gesamt			Monopol				Dekan				Contra			Punch			
		2003	2004	2005	Mittel	2003	2004	2005	Mittel	2003	2004	2005	Mittel	2003	2005	Mittel	2003	2004	2005
Tc	72	92	22	79	49	90	0	58	70	87	40	84	91	97	84	69	93	27	88
16	70	64	77	72	64	73	50	68	67	43	90	68	74	67	80	78	72	91	72
B	68	83	41	70	55	87	10	69	66	87	40	72	80	80	80	72	79	73	64
10	67	77	41	73	59	80	20	76	62	83	30	72	75	77	72	73	66	73	80
14a	64	64	48	68	55	80	20	64	70	67	80	64	73	70	76	48	38	45	60
32	64	66	48	65	52	60	30	65	66	73	60	64	80	80	80	50	52	55	44
21	62	58	52	69	54	60	30	72	71	70	70	72	61	50	72	56	52	55	60
44	62	70	16	72	56	77	20	70	51	70	10	72	75	70	80	47	62	18	60
37	61	56	54	65	49	73	10	63	62	53	60	72	59	53	64	63	45	91	52
14b	61	66	42	68	59	87	10	80	68	57	70	76	69	73	64	51	48	45	60
11	61	66	45	63	59	80	30	68	69	60	70	76	65	70	60	43	52	36	40
17	59	54	51	60	54	60	40	63	45	43	40	52	59	73	44	61	41	73	68
34	58	63	32	63	58	70	30	74	48	63	20	60	69	70	68	46	48	45	44
33	50	58	23	56	54	70	30	63	52	67	30	60	68	63	72	23	31	9	28
15	46	29	31	53	26	17	10	50	18	10	0	44	42	40	44	58	48	82	44
23	33	38	12	33	17	27	0	25	28	53	0	32	38	40	36	29	31	36	20
1	30	11	18	43	20	10	0	50	7	0	0	20	24	7	40	45	28	55	52
18	27	41	9	22	23	57	0	13	19	37	0	20	38	47	28	22	24	27	16

Fortsetzung Tabelle 29

Differenzial- linien	Mittel	gesamt			Monopol				Dekan				Contra			Punch			
		2	25	29	18	7	10	37	9	0	10	16	18	0	36	28	0	55	28
W	20	2	25	29	18	7	10	37	9	0	10	16	18	0	36	28	0	55	28
29	20	14	16	28	15	7	0	37	19	10	20	28	23	30	16	25	7	27	40
2c	16	20	13	17	18	10	10	34	17	30	20	0	23	13	32	18	28	9	16
26	14	8	18	18	15	10	10	25	15	13	0	32	16	7	24	16	3	45	0
2b	11	8	3	15	8	3	0	22	2	7	0	0	17	13	20	11	7	9	16
24	9	2	9	14	4	0	0	13	7	7	10	4	6	0	12	14	0	18	24
3	9	12	3	9	2	7	0	0	4	3	0	8	21	30	12	12	7	9	20
3bg	8	13	3	5	7	10	10	0	5	10	0	4	14	23	4	5	7	0	8
30	8	16	0	6	6	10	0	8	8	20	0	4	23	33	12	3	0	0	8
25	8	9	9	9	10	10	10	9	6	10	0	8	10	7	12	14	7	18	16
38	3	6	0	3	5	7	0	8	2	3	0	4	0	0	0	6	14	0	4
2a	2	6	0	2	2	3	0	4	2	3	0	4	7	13	0	1	3	0	0
20	2	6	0	0	1	3	0	0	4	13	0	0	2	3	0	1	3	0	0
9	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	4	0	0	0	0
19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Anzahl Isolate	270	120	31	119	64	30	10	24	65	30	10	25	55	30	25	66	30	11	25

Virulenzfrequenz (%) in der Pathogenpopulation hoch bis sehr hoch (> 50)
 Virulenzfrequenz (%) in der Pathogenpopulation mittel (> 20-50)
 Virulenzfrequenz (%) in der Pathogenpopulation sehr gering (0-10) und gering (> 10-20)

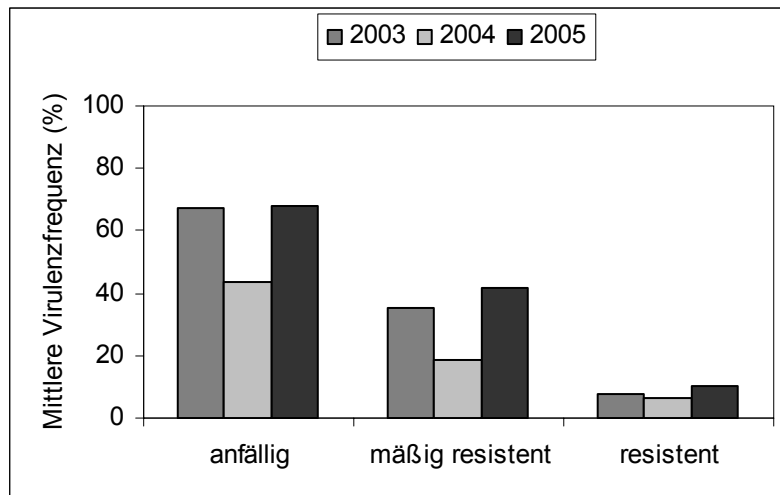


Abbildung 25: Mittlere Virulenzfrequenz von Weizenbraunrostisolaten für anfällige, mäßig resistente und resistente Differenziallinien, 2003 - 2005

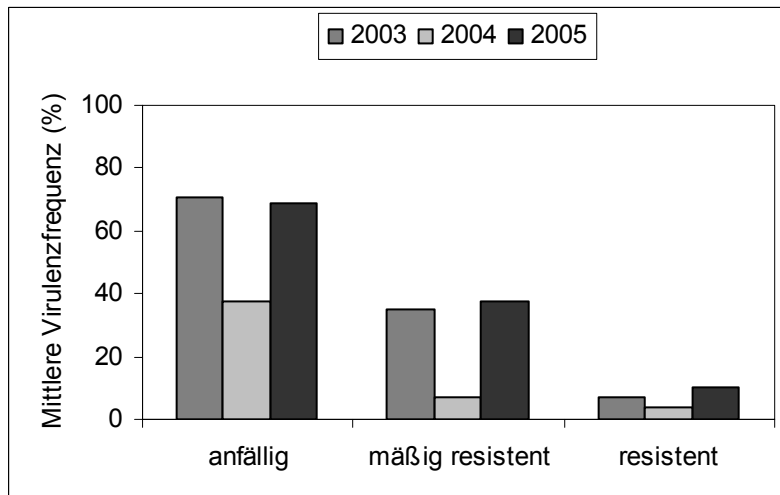


Abbildung 26: Mittlere Virulenzfrequenz von Weizenbraunrostisolaten der Sorten Dekan und Monopol für anfällige, mäßig resistente und resistente Differenziallinien, 2003 - 2005

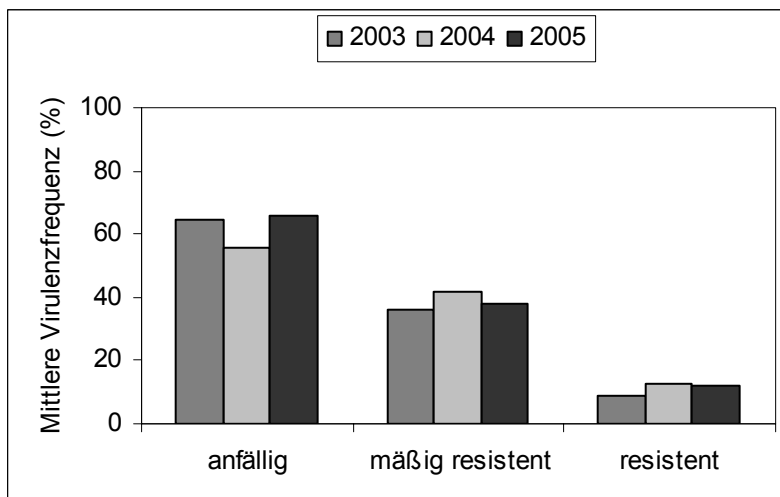


Abbildung 27: Mittlere Virulenzfrequenz von Weizenbraunrostisolaten der Sorten Contra und Punch für anfällige, mäßig resistente und resistente Differenziallinien, 2003 - 2005

4.4. Diskussion

Virulenzanalysen sind ein wichtiges Hilfsmittel für eine rassenspezifische Resistenzzüchtung und ermöglichen der Züchtung auf Veränderungen des Virulenzspektrums eines Pilzes zu reagieren. Das Auftreten von neuen Pathotypen kann detektiert werden, bevor deren Akkumulation einen ökonomischen Schaden verursacht (MANNINGER, 2000).

Die Virulenzkomplexität ist ein Maß für die Aggressivität oder Virulenzvariabilität von Pathotypen und beschreibt deren Fähigkeit korrespondierende Resistenzen zu überwinden.

Anhand der Untersuchungen konnte nachgewiesen werden, dass sowohl beim Roggen- als auch beim Weizenbraunrost der höhere Anteil hochkomplexer Isolate auf den resistenten Roggen- und Weizensorten gefunden wurde. Es konnte sowohl beim Roggen- als auch beim Weizenbraunrost eine Zunahme der Virulenzfrequenzen für die resistenten Differenziallinien in nur drei Untersuchungsjahren festgestellt werden. Diese Ergebnisse verdeutlichen das enorme Anpassungspotential der Pathogene an die vorhandenen Sortenresistenzen. Dies zeigten auch Untersuchungen von KLOCKE (2004), nach denen die deutsche Roggenbraunrostpopulation eine hohe Diversität und Komplexität aufweist.

Isolate, die von braunrostresistenten Roggen- und Weizensorten gewonnen wurden, wiesen eine wesentlich höhere Virulenzfrequenz für resistente Differenziallinien auf, als Isolate von anfälligen Roggen- und Weizensorten. Dies verdeutlicht, dass von resistenten Sorten ein stärkerer Selektionsdruck auf die Pathogenpopulation ausgeht, was dazu führen kann, dass Sorten mit wirksamen Resistenzen schon nach wenigen Anbaujahren ihre ursprüngliche Schutzwirkung verlieren. Ein derartiger „Zusammenbruch“ rassenspezifischer Resistenzen ist für zahlreiche Sorten und Wirt-Pathogen-Systeme beschrieben. Kommerziell eingesetzte rassenspezifische Resistenzen können, z. B. bei Weizenmehltau (CLARKSON, 2000), Weizenbraunrost (WOLFE & FINCKH, 1997), Weizengelbrost (BAYLES et al., 2000; CHEN et al., 2002) oder Septoria-Blattdürre (ZHAN et al., 2002), nach kurzer Zeit unwirksam werden.

Im heutigen Zuchtmaterial liegen bei selbstfertilem Roggen vor allem rassenspezifische Braunrostresistenzen vor (MIEDANER et al., 2002). Auch beim Weizen sind die Resistenzen gegenüber Braunrost vorwiegend rassenspezifisch. Das Problem der rassenspezifischen Resistenz ist allerdings ihre zeitlich begrenzte Wirksamkeit. Durch Selektion von bereits vorhandenen Virulenzen in der Pathogenpopulation, spontane Mutation bzw. somatische Rekombination können neue Pathotypen mit veränderten Virulenzgenen entstehen, die zuvor resistente Sorten befallen können (MCINTOSH & BROWN, 1997; SZUNICS et al., 1999; STEELE et al., 2001). Dieser Selektionsvorteil führt zur schnellen Ausbreitung des neuen Pathotyps. Das Resistenzgen ist dann nicht mehr wirksam. Bei Rostpilzen geht man von einem Zeitraum von maximal fünf Jahren aus, bis die Resistenz eines einzelnen Resistenzgens in einer großflächig angebauten Sorte durchbrochen und nicht mehr wirksam ist (SAWHNEY, 1995). Die Entwicklung resistenter Sorten fördert daher die Akkumulation virulenter Pathotypen (DAY & WOLFE, 1987; CLARKSON, 2000; MANISTERSKI et al., 2000; THINLAY et al., 2000; LONG et al., 2002).

Der Selektionsdruck kann verzögert oder sogar verhindert werden, wenn Sorten mit so genannter rassenunspezifischer oder quantitativer Resistenz angebaut werden, die von mehreren Genen gesteuert wird (WATSON, 1970). In einigen Fällen sind an der Vermehrung der

rassenunspezifischen Resistenz mehr als zehn Gene beteiligt (DIRLEWANGER et al., 1994), meistens sind es aber nur drei bis fünf (YOUNG et al., 1993). Die rassenunspezifische Resistenz vermindert die Wahrscheinlichkeit eines Befalls, verzögert die Ausbreitung des Pathogens in der Pflanze und reduziert dessen Vermehrung (BECKER, 1993; KOLMER, 1996). Die Dauer der Resistenzwirkung ist bei der rassenunspezifischen Resistenz deutlich länger als bei der rassenspezifischen. Häufig werden rassenunspezifische Resistenzen in Weizensorten ohne oder mit nicht mehr wirksamen rassenspezifischen Resistenzen beobachtet (BENNETT, 1984). Allerdings liegen für den Braunrost fast ausschließlich rassenspezifische Resistenzen vor.

Von den derzeit zugelassenen Roggensorten sind 21 % als anfällig (Boniturnote 6 - 7), 55 % als mäßig resistent bzw. mäßig anfällig (Boniturnote 4 - 5) und 24 % als resistent (Boniturnote 3) gegen Braunrost eingestuft (BUNDESSORTENAMT, 2006). Vollresistente Roggensorten (Boniturnote 1) und Sorten mit quantitativer Braunrostresistenz stehen derzeit für den Anbau nicht zur Verfügung. Deshalb ist es erforderlich, den Braunrostbefall möglichst frühzeitig einzudämmen, um die Selektion hochvirulenter Pathotypen auf mäßig resistenten Roggensorten zu verhindern. Bei den großflächig angebauten Roggensorten (> 500 ha Vermehrungsfläche 2005) ist nur eine Sorte, nämlich die Populationssorte „Recrut“ mit der Boniturnote 4, als mäßig resistent einzustufen (BUNDESSORTENAMT, 2006). Beim Winterroggen ist aufgrund der hohen Braunrostanfälligkeit keine resistenzabhängige Fungizidstrategie möglich.

Von den zugelassenen Weizensorten sind 24 % als anfällig (Boniturnote 6 - 7), 35 % als mäßig resistent bzw. mäßig anfällig (Boniturnote 4 - 5) und 41 % als resistent (Boniturnote 3) gegen Braunrost eingestuft (BUNDESSORTENAMT, 2006). Vollresistente Weizensorten (Boniturnote 1) stehen ebenfalls derzeit für den Anbau nicht zur Verfügung. Im Vergleich zum Roggenbraunrost gibt es allerdings deutlich mehr resistente Sorten.

Ziel dieser Arbeit war es, zu untersuchen, ob vorhandene Sortenresistenzen in ein Prognosemodell, welches den Befallsparameter Befallshäufigkeit prognostiziert, einbezogen werden müssen. Aufgrund der schnellen Anpassung des Pathogens an den Wirt ist die rassenspezifische (qualitative) Resistenz nur von kurzer Dauer. Für den Roggenbraunrost lässt sich weiterhin festhalten, dass die Pathogenpopulation auch ohne weite Verbreitung resistenter Sorten eine hohe Diversität aufweist und sich an neue, wirksame rassenspezifische Resistenzen in relativ kurzer Zeit anpassen kann. Wird der Befallsparameter Befallshäufigkeit mit Hilfe eines Prognosemodells prognostiziert, spielt die Sortenresistenz nur eine untergeordnete Rolle.

5. Prognose- und Entscheidungsmodell zur Braunrostbekämpfung in Winterroggen und Winterweizen

Zusammenfassung

Ziel der Untersuchungen war es, Prognosemodelle zur Braunrostbekämpfung in Winterroggen und Winterweizen zu entwickeln. Mit den Modellen soll der Erstbefall von Braunrost auf den Blatttagen F, F-1, F-2 und F-3 prognostiziert und der Verlauf der Befallshäufigkeiten auf diesen Blatttagen simuliert werden. Mit Hilfe von Laborversuchen konnte die Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost entwickelt werden. Mit der Infektionswahrscheinlichkeit kann das Befallsrisiko in Abhängigkeit von der Witterung berechnet werden. Der Infektionsdruck (IPI) ist die Summe der täglichen Infektionswahrscheinlichkeit über einen bestimmten Zeitraum. Im Rahmen der Arbeit wurden verschiedene Ansätze der IPI - Berechnung getestet. Zusätzlich wurden über einen Zeitraum von drei Jahren Feldversuche zum Braunrostbefall in Winterroggen und Winterweizen durchgeführt. In diesen Versuchen wurden die Befallsparameter Befallshäufigkeit und Befallsstärke pro Blatttage in wöchentlichen Abständen erhoben. Es wurden Sorten mit einer hohen und Sorten mit einer niedrigen Braunrostanfälligkeit getestet. Zur Modellbildung wurden die Daten der hoch anfälligen Sorten genutzt. Unter der Verwendung logistischer Modelle wurde der Zusammenhang zwischen dem Infektionsdruck und der Befallshäufigkeit für jede Blatttage ermittelt. Mit den entwickelten Modellen „**PUCREC**-Winterroggen“ (lat. *PUCcinea REConDita*) und „**PUCTRI**-Winterweizen“ (lat. *PUCcinea TRITicina*) kann der Erstbefall von Braunrost auf den Blatttagen F bis F-3, der Verlauf der Befallshäufigkeit auf diesen Blatttagen und das Überschreiten von Bekämpfungsschwellen, die auf der Befallshäufigkeit basieren, vorhergesagt werden. Somit wird ein ökonomisch und ökologisch sinnvoller Fungizideinsatz gewährleistet.

5.1 Einleitung

Braunrost in Winterweizen (*Puccinia triticina* Erikss.) ist in allen Ländern der Welt mit Weizenanbau verbreitet und gilt als eine der wichtigsten Krankheiten in dieser Kultur (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999). Weizenenerträge können um mehr als 25 % reduziert werden (STUCKEY & ZADOKS, 1989). Unter extremen Bedingungen soll stärkerer Befall vor der Bestockung des Weizens Ertragsreduktionen von mehr als 90 % herbeigeführt haben. Regional verheerende Rostepidemien gab es 1985 in Texas, 1983 bis 1985 in Südafrika und 1986 in Chile. Mit steigender Intensität des Anbaus nimmt die Bedeutung des Braunrosts zu (HOFFMANN & SCHMUTTERER, 1999).

In Roggen ist Braunrost (*Puccinia recondita* f. sp. *secalis* Roberge ex Desmaz.) die wichtigste Blattkrankheit und tritt in allen Anbaugebieten Deutschlands regelmäßig auf (JÖRG & KRAUTHAUSEN, 2001). Unter kontinentalen Bedingungen findet man den ersten Befall meist vor der Blüte. Rostbefall kann bei anfälligen Sorten hohe Ertrags- und Qualitätsverluste verursachen (KOBYLANSKI & SOLODUKHINA, 1983; HARTLEB et al., 1995). Seit der Einführung von krankheitsanfälligen Hybridsorten 1984 (BECKER, 1993) stieg der Braunrostbefall stark an. Künstliche Braunrostinfektionen führten bei Hybridroggen zu einer durchschnittlichen Verminderung des Tausendkorngewichtes von 14 % (MIEDANER & SPERLING, 1995). In Versuchen konnten mit Hilfe

einer Fungizidbehandlung die Erträge um durchschnittlich 29 % im Vergleich zur unbehandelten Kontrolle gesteigert werden (WOLFE & FINCKH, 1997).

Bekämpfungsschwellen–Strategien, die bei anderen Blattkrankheiten (Mehltau, Blattfleckenkrankheiten) zu einer Reduktion des Fungizidaufwandes geführt haben, greifen bei Braunrost nicht im gewünschten Maße. Die Feststellung des Erstauftritts ist meistens Auslöser für einen Fungizideinsatz. Häufig wird auch eine routinemäßige Behandlung zum Zeitpunkt des Ährenschiebens durchgeführt. Eine Möglichkeit, den Fungizideinsatz zu minimieren, ist der Einsatz von Prognosemodellen.

In anderen Ackerbau- und vor allem Obstbaukulturen wurden schon sehr gute Erfahrungen mit computergestützten Entscheidungshilfen (Prognosemodelle und Expertensysteme) gesammelt (JÖRG et al., 1999). Mit Hilfe von Prognosemodellen kann der Zeitbedarf für Felderhebungen minimiert werden, indem frühe Erhebungen eingespart werden. Auch die Optimierung des Bekämpfungstermins wird angestrebt, d. h. mit einer Entscheidungshilfe kann der Termin des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle und somit der Einsatztermin für die Fungizide vorhergesagt werden (RACCA et al., 2002).

Für den Braunrost an Winterweizen gibt es zahlreiche Modellansätze. Einige Modelle basieren auf der Dynamik von Epidemien, indem fixe relative Wachstumsraten genutzt werden (SHANER & HESS, 1978; FLEMING, 1983; DAAMEN, 1991). Basierend auf der Biologie des Pilzes wurde von FLEMING (1983) ein Modell entwickelt, welches den Infektionszyklus von Uredosporen, beginnend mit der Uredosporenproduktion bis zum Sichtbarwerden der ersten Symptome mathematisch beschreibt. Das Modell berücksichtigt kein Wirtspflanzenwachstum und keine Wetterdaten.

In anderen Vorhersagemodellen für Braunrost wird der Einfluss des Wetters auf die Krankheitsentwicklung betrachtet (CHESTER, 1943; EVERSMEYER & BURLEIGH, 1970; BURLEIGH et al., 1972; MINKEVICH & ZAKHAROVA, 1987; STATLER & HELGESON, 1988; DE LA ROCQUE, 1988; PAVELEY, 1993).

Es gibt auch Vorhersagemodelle für Braunrost, die auf der Beobachtung des Inokulums mit Hilfe von Sporenfallen basieren (STAKMAN & CHRISTENSEN, 1946; ROELFS et al., 1968; DIRKS & ROMIG, 1970).

In den USA existieren Prognosesysteme, die die Befallssituation von Weizenbraunrost im Herbst und Winter analysieren und das Vorkommen von Rost in der nächsten Sommerfrucht vorhersagen (EVERSMEYER & KRAMER, 1996; 1998; EVERSMEYER, 1997).

In Italien hat die Arbeitsgruppe von Prof. Rossi (Piacenza, Italien) Modelle für Weizenbraunrost erstellt (ROSSI et al., 1996; ROSSI et al., 1997). Für das Erstaufreten von *P. recondita* an Winterweizen wurde das Modell RUSTPRI (RUST PRimary Infection) (ROSSI et al., 1996), für die Simulation von Braunrostepidemien RUSTDEP (RUST Development of EPidemics) (ROSSI et al., 1997) entwickelt.

In Deutschland gibt es ein Modell des Deutschen Wetterdienstes, das die witterungsbedingten Entwicklungschancen des Braunrosts berechnet. In diesem Modell werden Sporenkeimung, Myzelwachstum und Sporulation in Abhängigkeit des Haupteinflussfaktors Lufttemperatur mittels normierter Wachstumskurven berechnet (FRIESLAND, 2000).

Zurzeit existieren allerdings noch keine praxistauglichen Prognose- bzw. Simulationsmodelle, mit denen ein Erstbefall prognostiziert bzw. der Epidemieverlauf berechnet werden kann. Die vorhandenen Bekämpfungsschwellen für Roggen- und Weizenbraunrost basieren auf dem Befallsparameter Befallshäufigkeit. Entscheidend ist die Befallshäufigkeit auf den oberen vier Blattetagen. Deshalb ist es wichtig, mit Hilfe eines Prognosemodells die Entwicklung der Befallshäufigkeit auf diesen Blattetagen zu prognostizieren.

Im Rahmen dieser Dissertation soll ein Modell zur Prognose des Erstbefalls von Braunrost in Winterweizen und Winterroggen auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 entwickelt werden. Weiterhin soll auf diesen Blattetagen der Verlauf der Befallshäufigkeiten simuliert und die Überschreitung von Bekämpfungsschwellen vorhersagt werden. Die genannten Modelle und Module sollen in ein Entscheidungshilfesystem für die Braunrostbekämpfung in Winterroggen und Winterweizen eingebunden werden. Die erstellte Entscheidungshilfe soll nach Abschluss des Vorhabens an die Zentralstelle der Länder für EDV-gestützte Entscheidungshilfen und Programme im Pflanzenschutz (ZEPP) übergeben werden. Dort wird sie in die PASO-Software (Prognose agrarischer Schadorganismen; KLEINHENZ & JÖRG, 1998) der Pflanzenschutzdienste integriert und danach, falls noch erforderlich, flächendeckend für deutsche Anbauggebiete validiert.

Mit Hilfe der Entwicklung eines Prognose- und Entscheidungsmodells zur Braunrostbekämpfung in Winterroggen und Winterweizen sollen ökologisch und ökonomisch sinnvolle Fungizidbehandlungen gewährleistet werden. Durch einen gezielten Einsatz von Fungiziden und die Reduzierung von Aufwandmengen kann die Umweltbelastung durch Fungizide reduziert werden.

5.2 Material und Methoden

Zur Modellentwicklung wurden Feldversuche an den Standorten Mainz 2002/03, Nieder Hilbersheim 2003/04, Eich 2004/05, Herxheim 2004/05 und Nieder Hilbersheim 2004/05 durchgeführt. Die Versuche wurden in einer Blockanlage angelegt und drei- bzw. vierfach wiederholt. Nähere Angaben zu den Versuchsstandorten sind Tabelle 30 zu entnehmen. In den Versuchen wurden vier unterschiedlich anfällige Roggen- und vier bzw. fünf unterschiedlich anfällige Weizensorten (Tab. 31) angebaut.

Zur Erhebung der Befallswerte wurden an den Versuchsstandorten von Mitte März bis Ende Juni bzw. Anfang Juli Bonituren in 7-10tägigen Abständen durchgeführt (Tab. 30). In jedem Versuch wurden in jeder Sorte 100 Pflanzen markiert und nummeriert, so dass wöchentlich dieselben Pflanzen bonitiert werden konnten. Alle vorhandenen Blattetagen wurden auf den Befall mit Braunrost untersucht. Es wurden die Befallsparameter Befallshäufigkeit (BH) und Befallsstärke (BS) pro Blattetage erfasst. Die Befallshäufigkeit ist die Anzahl der befallenen Blätter pro hundert Blätter. Die Befallsstärke ist der prozentuale Anteil der befallenen Blattfläche. Sie ergibt sich als Mittelwert aus den Befallsstärken der untersuchten Blätter. Zusätzlich wurde das jeweilige Entwicklungsstadium (BBCH) der Pflanzen an jedem Boniturtermin erfasst.

Zur Modellbildung wurden die entwickelte Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost, die Inkubations- bzw. Latenzzeit (Kapitel 2) und die Daten aus den Feldversuchen genutzt. Die Witterungsdaten der oben genannten Versuchsstandorte wurden von

den agrarmeteorologischen Wetterstationen des rheinland-pfälzischen Pflanzenschutzdienstes in Mainz (für den Standort Mainz 2002/03), in Bingen (für den Standort Nieder Hilbersheim 2003/04), in Eich (für den Standort Eich 2004/05) in Herxheimweyher (für den Standort Herxheim 2004/05) und in Rommersheim (für den Standort Nieder Hilbersheim 2004/05) erfasst. Mit den stündlichen Werten der Temperatur, des Niederschlags und der relativen Luftfeucht konnte die Blattnässe berechnet werden (RACCA & JÖRG, 2006).

Mit Hilfe der Infektionswahrscheinlichkeit für Roggenbraunrost und Weizenbraunrost und den Daten aus den Feldversuchen wurden zwei Prognosemodelle (PUCREC und PUCTRI) zum Erstbefall von Braunrost auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 sowie zur Simulation von Befallshäufigkeiten auf diesen Blattetagen entwickelt. PUCREC leitet sich aus dem lateinischen Namen für Roggenbraunrost (***PUC**cinia **REC**ondita*) und PUCTRI aus dem lateinischen Namen für Weizenbraunrost (***PUC**cinia **TR**iticina*) ab. Die Zusammenhänge zwischen dem Infektionszyklus, Wetterparametern und weiteren Einflüssen sind als Strukturdiagramm (LEFFELAAR, 1993) in Abbildung 28 dargestellt.

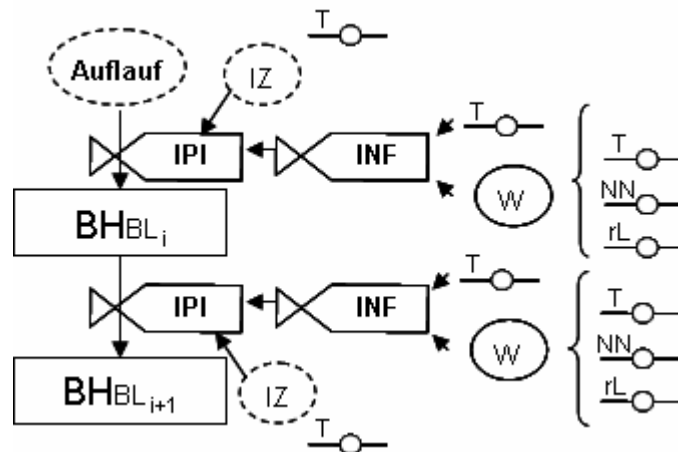
Tabelle 30: Angaben zu den Versuchsstandorten der Feldversuche (Winterroggen und Winterweizen) in den Jahren 2002/03, 2003/04 und 2004/05

Standort	Mainz	Nieder Hilbersheim	Eich	Nieder Hilbersheim	Herxheim
Aussaattermin	02.10.2002	14.10.2003	30.09.2004	15.10.2004	13.10.2004
Auflauftermin	12.10.2002	08.11.2003	11.10.2004	20.10.2004	26.10.2004
Winterroggensorten	Avanti, Boresto, Picasso, Plato	Avanti, Boresto, Picasso, Plato	Avanti, Boresto, Picasso, Plato,	Avanti, Boresto, Picasso, Plato	Avanti, Boresto, Picasso, Plato
Winterweizensorten	Contra, Dekan, Monopol, Punch	Contra, Dekan, Monopol, Punch, Tommi	Contra, Dekan, Monopol, Punch, Tommi	Contra, Dekan, Monopol, Punch, Tommi	Contra, Dekan, Monopol, Punch, Tommi
Anzahl Bonituren	13	16	14	14	13
Untersuchungszeitraum	03.04.-23.06.2003	23.03.-06.07.2004	23.03.-21.06.2005	23.03.-22.06.2005	23.03.-15.06.2005
Bodentyp	sL	sL	IS	sL	sL
Ackerzahl	72	82	70	90	65
Bodenbearbeitung	Pflug	Grubber	Grubber	Grubber	Pflug
Parzellengröße	ca. 15 m ²	ca. 15 m ²	ca. 15 m ²	ca. 15 m ²	ca. 15 m ²
Vorfrucht	Triticale	Sommergerste	Chinakohl	Sommergerste	Zuckerrüben
Vorvorfrucht	Weizen	Winterweizen	Sommerzwiebel	Winterweizen	Tabak
Vorvorvorfrucht	Gemüse	Winterweizen	Sommergerste	Sommergerste	Getreide
N-Düngung	120 kg	120 kg	60 kg	120 kg	115 kg
Wetterstation	Mainz	Bingen	Eich	Rommersheim	Herxheimweyher
Entfernung von der Wetterstation	0,01 km	10 km	1 km	10 km	2 km
Langjährige Niederschlagsmittel	537,1 mm	499,7 mm	581,4 mm	504,0 mm	641,0 mm
Langjährige Durchschnittstemperatur	10,6 °C	11,1 °C	10,9 °C	9,9 °C	10,5 °C

Tabelle 31: Beschreibung der Winterroggen- und Winterweizensorten in den Feldversuchen

Sorte	Sortentyp	Reife	Anfälligkeit für Braunrost	Anfälligkeit für Mehltau	Kornertrag
Avanti	Hybrid	5 ¹	6	4	8
Picasso	Hybrid	5	6	4	7
Boresto	Population	5	4	3	4
Plato	Population	5	4	4	4
Contra	Linie	5	5	6	7
Dekan	Linie	5	8	1	6
Monopol	Linie	5	9	9	5
Punch	Linie	6	2	1	6
Tommi	Linie	6	2	2	7

¹ Ausprägung der Eigenschaft wird mit den Noten 1-9 ausgedrückt. Niedrige Noten bedeuten eine geringe und hohe Noten eine starke Ausprägung (BUNDESSORTENAMT, 2006).

**Abbildung 28:** Strukturdiagramm (nach LEFFELAAR, 1993) Modelle PUCREC und PUCTRI**Zustandsvariablen:**

$BHBL_i$: Befallshäufigkeit der Blättertage am Tag i

$BHBL_{i+1}$: Befallshäufigkeit der Blättertage am Tag $i+1$

Raten:

INF: Infektionswahrscheinlichkeit

IPI: Infektionsdruck

Hilfsvariablen:

Auflauf: Auflauf der Kultur (Datum)

W: Benetzungsdauer (in Stunden)

IZ: Inkubations- bzw. Latenzzeit (in Tagen)

Parameter:

T:	Temperatur (in °C)
NN:	Niederschlag (in mm)
rL:	relative Luftfeuchte (in %)

Die Modellierung gliedert sich in zwei Schritte. Zunächst wird mit Hilfe der Infektionswahrscheinlichkeit (INF) das tägliche Befallsrisiko in Abhängigkeit von der Witterung berechnet. Die Infektionswahrscheinlichkeit ist von der Temperatur und der Benetzungsdauer abhängig (Kapitel 3) und wird täglich berechnet. Die tägliche Infektionswahrscheinlichkeit variiert von 0 bis 1. Eine niedrige Infektionswahrscheinlichkeit signalisiert ungünstige und eine hohe Infektionswahrscheinlichkeit günstige Infektionsbedingungen.

Mit Hilfe der täglichen Infektionswahrscheinlichkeit kann der Infektionsdruck (IPI) berechnet werden. Der IPI ist die Summe der täglichen Infektionswahrscheinlichkeiten (Gleichung 7). Im Rahmen der Arbeit wurden verschiedene Ansätze getestet, um den IPI zu berechnen (Tab. 32). In den Ansätzen 1 und 2 ist Auflauf der Kultur Startzeitpunkt der IPI – Berechnung, in den Ansätzen 3 und 4 ist das Erscheinen der jeweiligen Blattetage Startzeitpunkt der IPI – Berechnung. Zusätzlich wird in den Ansätzen 2 und 4 die Dauer der Inkubations- bzw. Latenzzeit bei der IPI – Berechnung berücksichtigt.

Tabelle 32: Verschiedene Ansätze der IPI – Berechnung

Modellansatz	Startzeitpunkt der IPI Berechnung	Einbeziehung der Latenz- bzw. Inkubationszeit
1	ab Auflauf der Kultur	nein
2	ab Auflauf der Kultur	ja, ab dem Erscheinen der jeweiligen Blattetage (F, F-1, F-2 und F-3)
3	ab dem Erscheinen der jeweiligen Blattetage	nein
4	ab dem Erscheinen der jeweiligen Blattetage	ja

$$IPI = \sum_{i=1}^n (INF_i) \quad [7]$$

wobei:

IPI = Infektionsdruck am n-ten Tag (seit dem Startzeitpunkt)

INF_i = tägliche Infektionswahrscheinlichkeit

Der zweite Schritt in der Modellentwicklung ist die Schätzung der Befallshäufigkeit auf den oberen vier Blattetagen (F bis F-3) unter Verwendung des Infektionsdrucks (IPI). Mit Hilfe einer

logistischen Funktion wurde der Zusammenhang zwischen IPI und der BH für jede Blatttage ermittelt:

$$BH = 1/(1 + \exp(-(a + b * IPI))) \quad [8]$$

wobei:

<i>BH</i>	= Befallshäufigkeit der Blatttage
<i>a</i>	= Regressionskoeffizient
<i>b</i>	= Regressionskoeffizient
<i>IPI</i>	= Infektionsdruck

Die Versuchsdaten wurden mit Hilfe von Microsoft Excel 2003 tabellarisch erfasst. Die statistische Auswertung erfolgte mit den Programmen SIGMAPLOT2000[®] (6.0), XLSTAT[®] (7.5) und EPIFUNK (Entwicklerversion) (RACCA, 2006).

Die Grafiken wurden mit dem Programm EXCEL 2003 und mit SIGMAPLOT2000[®] angefertigt.

5.3 Ergebnisse

5.3.1 Dynamik des Roggenbraunrosts in den Feldversuchen

In den Feldversuchen wurden die BH und BS des Roggenbraunrosts auf allen Blatttagen bonitiert. In allen drei Jahren und an allen Standorten war Braunrost die Hauptkrankheit. Es wurden keine weiteren Blattkrankheiten erhoben. Die Versuchsergebnisse des Standortes Eich 2004/05 werden beispielhaft für die zahlreichen Versuche detailliert beschrieben (Abb. 29).

Erstbefall war auf den Sorten Avanti, Picasso und Plato auf der Blatttage F-3 am 13. April, auf der Sorte Boresto am 04. Mai. Auf den Blatttagen F-1 und F-2 wurden in allen Sorten am 04. Mai die ersten Pusteln gefunden. Auf dem Fahnenblatt waren auf den Sorten Picasso, Boresto und Plato am 10. Mai erste Symptome sichtbar. Eine Woche später, am 17. Mai, war auch auf der Sorte Avanti Erstbefall auf dem Fahnenblatt.

In allen vier Sorten stieg der Braunrostbefall in der Woche vom 27. April bis zum 04. Mai auf den Blatttagen F-2 und F-3 sehr stark an. Ein langsamer Anstieg der BH war auf der Blatttage F-1 zu verzeichnen. Auf dem Fahnenblatt stieg die BH Mitte bis Ende Mai an. In allen vier Sorten lagen die Endbefallshäufigkeiten zwischen 90 und 100 %.

Bei den Befallsstärken wurde erst Mitte bzw. Ende Mai ein Anstieg verzeichnet. Auf der Blatttage F-3 waren auf den anfälligen Hybridsorten Avanti und Picasso die Endbefallsstärken deutlich höher als auf den niedrig anfälligen Populationssorten. Ende Mai, Anfang Juni konnte ein Anstieg der BS auf den Blatttagen F, F-1 und F-2 beobachtet werden. Auch hier gab es Differenzierungen zwischen den einzelnen Sorten. In allen Fällen war die BS auf den anfälligen Hybridsorten höher als auf den niedrig anfälligen Populationssorten.

Die Befallswerte aller Standorte zum Zeitpunkt der Endbonitur sind der Tabelle 33 zu entnehmen. Im Jahr 2003/04 konnte am Standorte Nieder Hilbersheim nur ein geringer Rostbefall festgestellt

werden. Auch im Jahr 2004/05 waren die Befallsstärken am Standort Nieder Hilbersheim auf allen Blattetagen sehr niedrig.

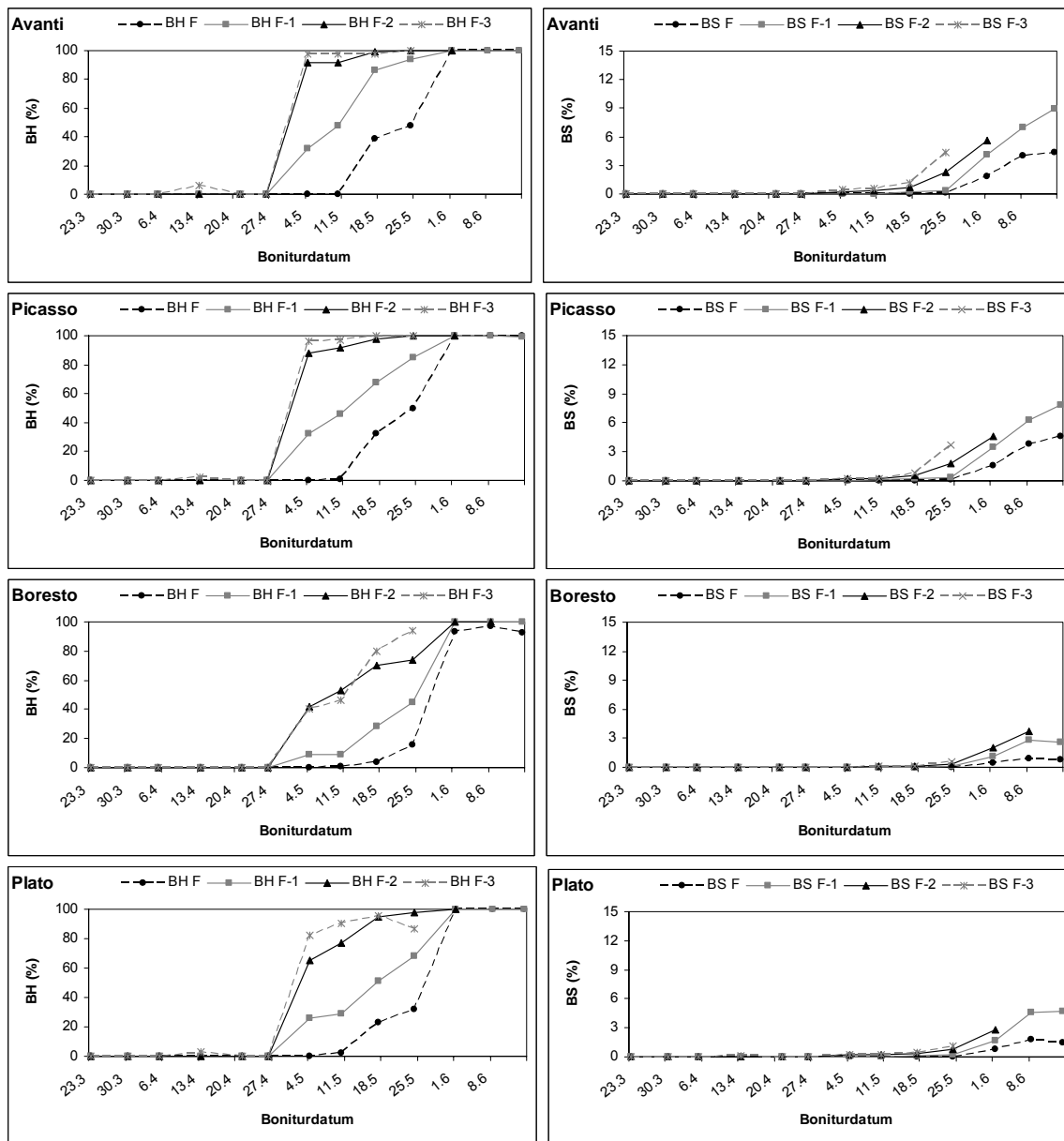


Abbildung 29: Befallshäufigkeit (BH) und Befallsstärke (BS) auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 im Feldversuch Eich 2004/05

Tabelle 33: BH und BS zum Zeitpunkt der Endbonitur auf den oberen vier Blattetagen in den Winterroggenversuchen 2003-2005

Sorte	Standort	Jahr	BH F-3	BS F-3	BH F-2	BS F-2	BH F-1	BS F-1	BH F	BS F
Avanti	Mainz	2003	90	2,2	97	9,3	100	11,7	100	8,0
Picasso	Mainz	2003	95	2,4	97	9,1	99	13,1	100	9,9
Boresto	Mainz	2003	62	0,2	93	2,8	96	5,3	94	3,3
Plato	Mainz	2003	27	0,2	88	1,2	100	3,7	92	3,3
Avanti	Nieder Hilbersheim	2004	1	0,001	21	0,03	16,0	0,1	2	0,004
Picasso	Nieder Hilbersheim	2004	0	0,0	36	0,05	51	0,08	2	0,001
Boresto	Nieder Hilbersheim	2004	0	0,0	2	0,001	4	0,013	1	0,001
Plato	Nieder Hilbersheim	2004	0	0,0	0	0,0	5	0,005	1	0,003
Avanti	Eich	2005	100	4,4	100	5,6	100	8,9	100	4,4
Picasso	Eich	2005	100	3,7	100	4,6	100	7,9	100	4,6
Boresto	Eich	2005	94	0,6	100	3,8	100	2,6	93	0,8
Plato	Eich	2005	87	1,1	100	2,8	100	4,7	100	1,5
Avanti	Herxheim	2005	44	0,5	100	2,7	100	6,1	96	3,3
Picasso	Herxheim	2005	31	0,002	94	0,4	100	5,3	94	4,6
Boresto	Herxheim	2005	5	0,005	30	0,062	94	1,3	81	0,4
Plato	Herxheim	2005	4	0,003	58	0,8	100	1,5	100	0,9
Avanti	Nieder Hilbersheim	2005	94	0,3	100	2,7	100	5,7	100	1,1
Picasso	Nieder Hilbersheim	2005	93	0,3	100	0,7	100	3,5	99	0,9
Boresto	Nieder Hilbersheim	2005	23	0,03	11	0,01	76	0,04	33	0,46
Plato	Nieder Hilbersheim	2005	50	0,08	66,0	0,15	91	0,42	54	0,86

5.3.2 Modellierung der Roggenbraunrostepidemie (Modell PUCREC)

Mit Hilfe der Infektionswahrscheinlichkeit für Roggenbraunrost, der Inkubationszeit und den Daten aus den Feldversuchen wurden vier verschiedene Ansätze des Modells PUCREC entwickelt. Zur Modellentwicklung wurden die Befallsverläufe der anfälligen Hybridsorten Avanti und Picasso genutzt.

Der erste Schritt in der Modellbildung ist die Berechnung des Infektionsdrucks aus den täglich berechneten Infektionswahrscheinlichkeiten (Gleichung 7).

Unterschiedliche Regionen und Jahre können mit Hilfe des zeitlichen Verlaufs des IPI charakterisiert werden. Das Erreichen des gleichen IPI-Wertes kann an einem Standort jahresabhängig um mehrere Wochen variieren (Abb. 30). Im selben Jahr können sich aber auch benachbarte Regionen bezüglich des Infektionsdrucks unterscheiden (Abb. 31).

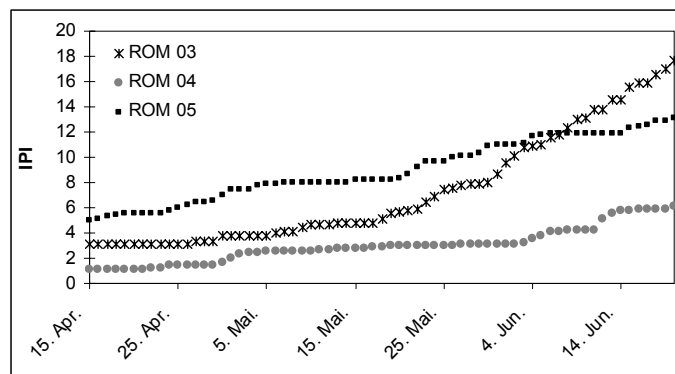


Abbildung 30: Verläufe des Roggenbraunrost – Infektionsdrucks (IPI) berechnet mit den Daten der Wetterstation Rommersheim (ROM) in den Jahren 2003 bis 2005 (nach Gleichung 7, Modellansatz 1)

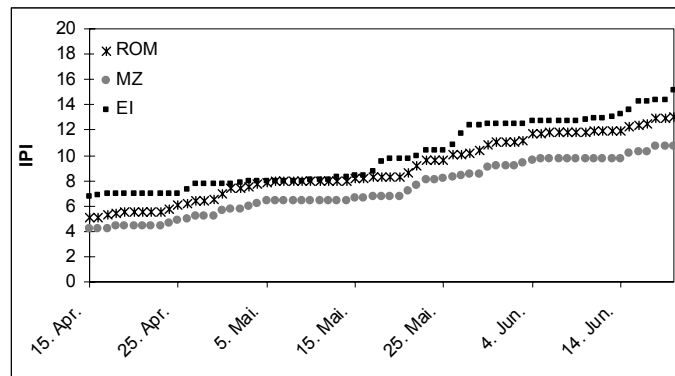


Abbildung 31: Verläufe des Roggenbraunrost – Infektionsdrucks (IPI) berechnet mit den Daten der benachbarten Wetterstationen Eich (EI), Rommersheim (ROM) und Mainz (MZ) im Jahr 2005 (nach Gleichung 7, Modellansatz 1)

Der zweite Schritt in der Modellentwicklung ist die Schätzung der Befallshäufigkeit auf den oberen vier Blattetagen (F bis F-3) unter Verwendung des Infektionsdrucks (IPI). Datengrundlage für das Modell PUCREC waren die Versuchsdaten aus Mainz (2002/03), Eich (2004/05) und Herxheim (2004/05). Die Daten aus Nieder Hilbersheim (2003/04 und 2004/05) wurden aufgrund der großen Entfernung zur Wetterstation (ca. 10 km) nicht in die Modellbildung einbezogen. Für den Standort Nieder Hilbersheim existiert keine repräsentative Wetterstation. Unter der Verwendung eines logistischen Modells wurde der Zusammenhang zwischen dem berechneten IPI und der bonitierten BH für jede Blattetage über die sechs Umwelten ermittelt. Die Ergebnisse der unterschiedlichen Modellansätze sind in den Tabellen 34 bis 37 und in den Abbildungen 32 und 33 dargestellt.

Vergleicht man die verschiedenen Modellansätze, kann man feststellen, dass im Modellansatz 1 die Steigung der Funktionen von der Blattetage F-2 bis zum Fahnenblatt abnimmt. Die Steigung der Blattetage F-3 ist kleiner als die der Blattetage F-2 und größer als die der beiden oberen Blattetagen. Die Bestimmtheitsmaße der einzelnen Funktionen liegen zwischen 91 und 99 %.

Im Modellansatz 2 nehmen die Steigungen der Funktionen von der Blattetage F-3 bis zum Fahnenblatt kontinuierlich ab. Allerdings wurden deutlich niedrigere Bestimmtheitsmaße (80 bis 91 %) im Vergleich zum Ansatz 1 erzielt.

Beim Modellansatz 3 nimmt die Steigung der Funktionen von der unteren bis zur oberen Blattetage ab, die Bestimmtheitsmaße der einzelnen Funktionen liegen zwischen 92 und 98 %.

Im Modellansatz 4 kann ebenfalls eine Abnahme der Steigungen der Funktionen von der Blattetage F-3 bis zum Fahnenblatt festgestellt werden. Auf der unteren Blattetage ist die Steigung der Funktion deutlich größer als bei den Ansätzen 1 und 2. Die Bestimmtheitsmaße der Funktionen liegen zwischen 85 und 94 %.

Die höchsten Bestimmtheitsmaße der Funktionen konnten mit dem Modellansatz 1 erzielt werden.

Tabelle 34: Geschätzte Regressionskoeffizienten und deren Standardfehler sowie die Bestimmtheitsmaße der logistischen Funktionen (Gleichung 8) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und BH des Roggenbraunrosts auf den Blattetagen F bis F-3; Berechnung des IPI mit Modellansatz 1

<i>BH</i>	<i>a</i>	Standardfehler	<i>b</i>	Standardfehler	R ²
F	-11,233	0,322	1,208	0,035	0,97
F-1	-10,981	0,333	1,385	0,042	0,99
F-2	-11,132	0,326	1,603	0,047	0,97
F-3	-9,076	0,267	1,408	0,043	0,91

Tabelle 35: Geschätzte Regressionskoeffizienten und deren Standardfehler sowie die Bestimmtheitsmaße der logistischen Funktionen (Gleichung 8) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und BH des Roggenbraunrosts auf den Blattetagen F bis F-3; Berechnung des IPI mit Modellansatz 2

<i>BH</i>	<i>a</i>	Standardfehler	<i>b</i>	Standardfehler	R ²
F	-7,167	0,191	0,826	0,022	0,88
F-1	-6,876	0,170	0,973	0,025	0,91
F-2	-7,624	0,204	1,267	0,036	0,85
F-3	-7,608	0,239	1,350	0,045	0,80

Tabelle 36: Geschätzte Regressionskoeffizienten und deren Standardfehler sowie die Bestimmtheitsmaße der logistischen Funktionen (Gleichung 8) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und BH des Roggenbraunrosts auf den Blattetagen F bis F-3; Berechnung des IPI mit Modellansatz 3

<i>BH</i>	<i>a</i>	Standardfehler	<i>b</i>	Standardfehler	R ²
F	-5,739	0,167	1,293	0,036	0,98
F-1	-4,726	0,132	1,301	0,037	0,96
F-2	-4,530	0,139	1,559	0,047	0,92
F-3	-3,933	0,122	1,646	0,050	0,92

Tabelle 37: Geschätzte Regressionskoeffizienten und deren Standardfehler sowie die Bestimmtheitsmaße der logistischen Funktionen (Gleichung 8) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und BH des Roggenbraunrosts auf den Blattetagen F bis F-3; Berechnung des IPI mit Modellansatz 4

<i>BH</i>	<i>a</i>	Standardfehler	<i>b</i>	Standardfehler	R ²
F	-4,415	0,124	1,132	0,032	0,94
F-1	-3,495	0,094	1,223	0,032	0,93
F-2	-2,735	0,073	1,324	0,035	0,85
F-3	-2,980	0,085	1,980	0,063	0,88

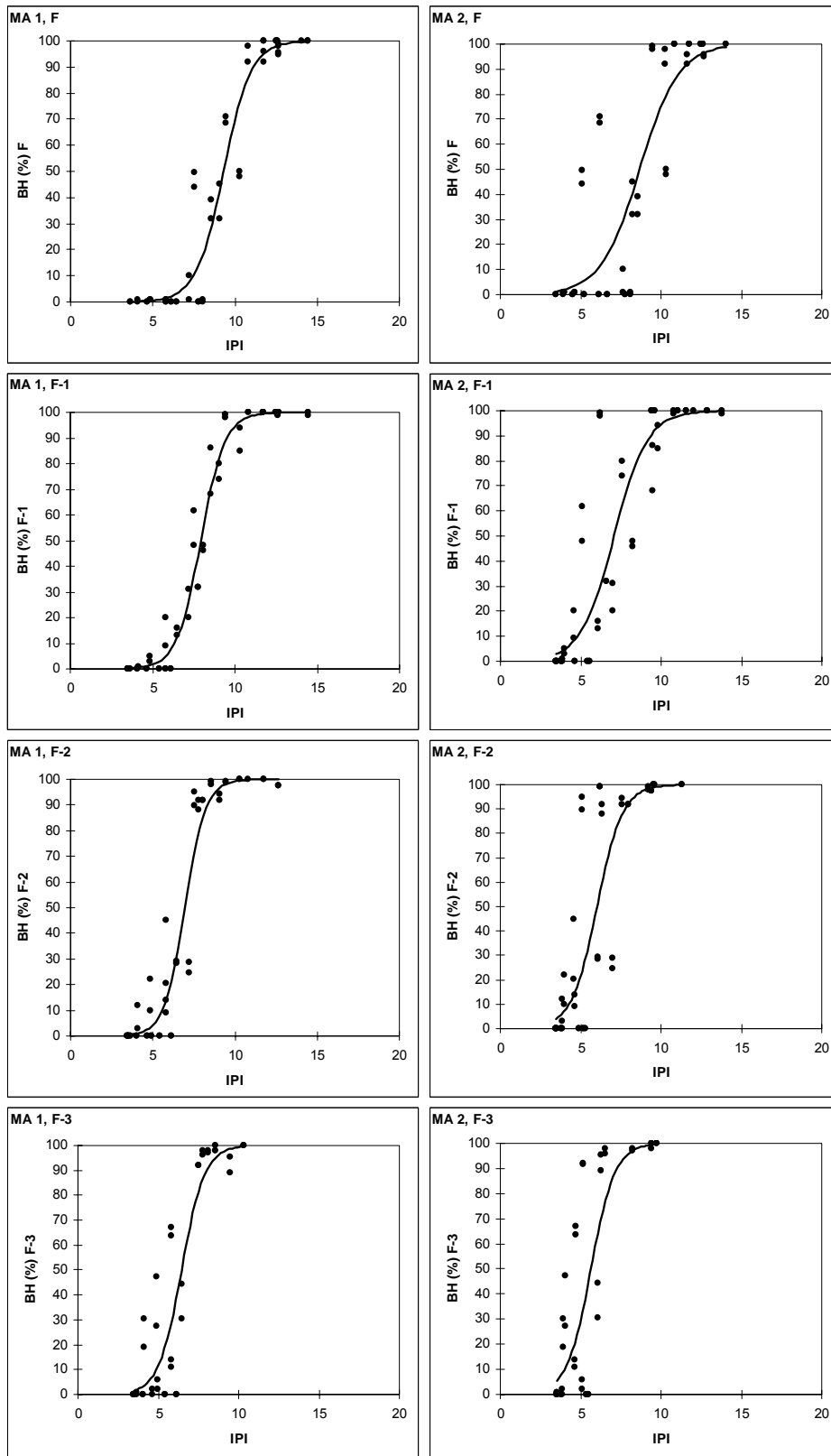


Abbildung 32: Logistische Funktionen (durchgezogene Linie) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und der Befallshäufigkeit (BH) des Roggenbraunrosts auf den Blättern F bis F-3. Linke Seite: Berechnung von IPI mit Modellansatz 1 (MA 1) (ohne Berücksichtigung der Inkubationszeit), rechte Seite: Modellansatz 2 (MA 2) (mit Berücksichtigung der Inkubationszeit). Punkte: Boniturdaten der Sorten Avanti und Picasso der Versuche Mainz 2002/03, Eich 2004/05 und Herxheim 2004/05

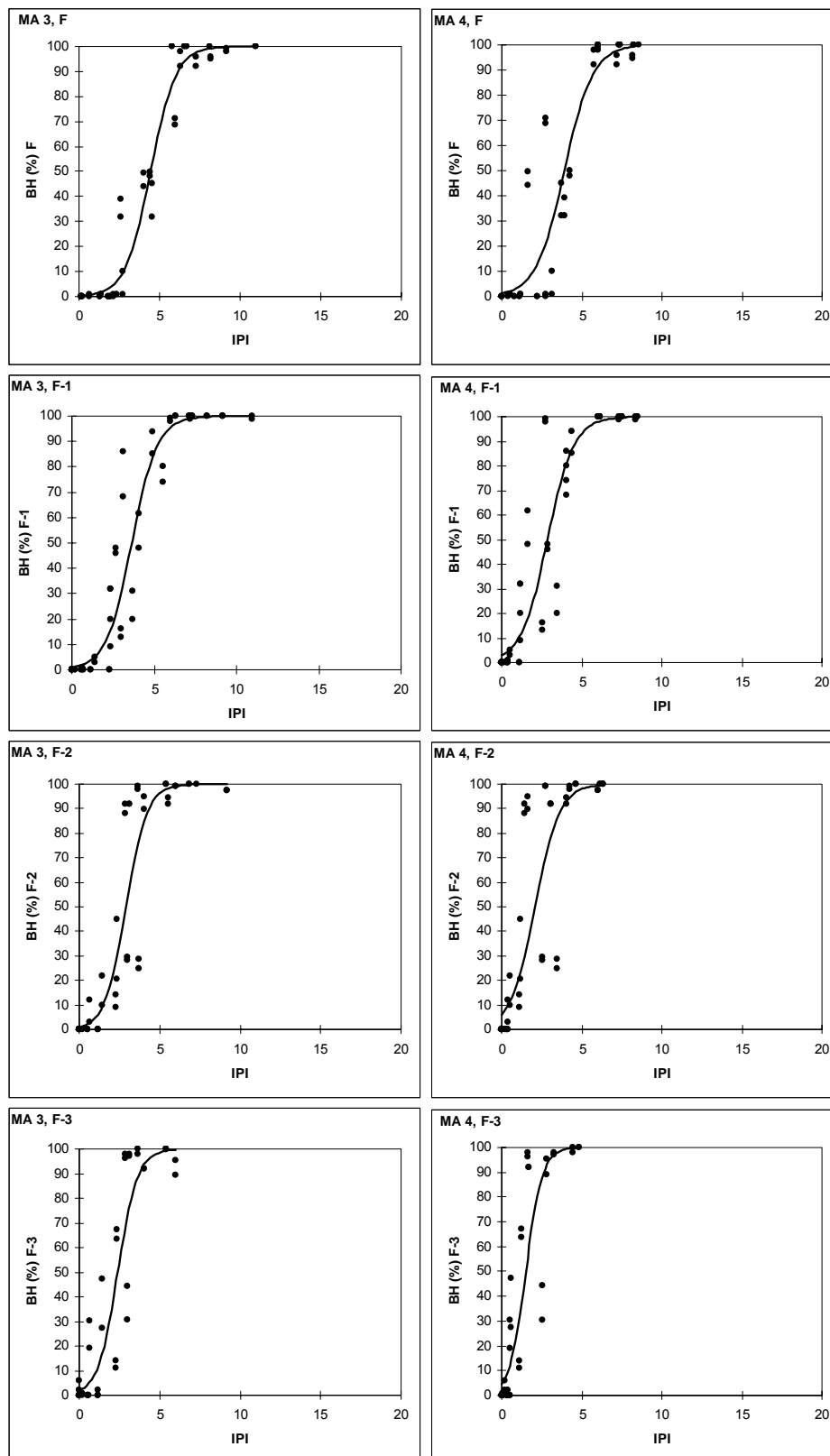


Abbildung 33: Logistische Funktionen (durchgezogene Linie) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und der Befallshäufigkeit (BH) des Roggenbraunrosts auf den Blättern F bis F-3. Linke Seite: Berechnung von IPI mit Modellansatz 3 (MA 3) (ohne Berücksichtigung der Inkubationszeit), rechte Seite: Modellansatz 4 (MA 4) (mit Berücksichtigung der Inkubationszeit). Punkte: Boniturdaten der Sorten Avanti und Picasso der Versuche Mainz 2002/03, Eich 2004/05 und Herxheim 2004/05

5.3.3 Dynamik des Weizenbraunrosts in den Feldversuchen

In den Feldversuchen wurden die BH und BS des Braunrosts auf allen Blattetagen bonitiert. In den Versuchen Mainz 2002/03, Eich 2004/05, Herxheim 2004/05 und Nieder Hilbersheim 2004/05 war Braunrost die Hauptkrankheit. Es wurden keine weiteren Krankheiten in den Versuchen erfasst. Als Beispiel für die zahlreichen Versuche wird auch hier der Standort Eich 2004/05 genau beschrieben (Abb. 34).

Erstbefall auf der Blattetage F-3 konnte auf der Sorte Contra am 04. Mai, auf den Sorten Dekan, Monopol und Punch am 11. Mai und auf der Sorte Tommi am 24. Mai festgestellt werden. Auf der Blattetage F-2 wurden die ersten Pusteln auf der Sorte Monopol, Punch und Dekan am 11. Mai, auf der Sorte Contra am 17. Mai und auf der Sorte Tommi am 24. Mai bonitiert. Auf F-1 war Erstbefall auf den Sorten Contra, Dekan und Punch am 17. Mai, auf den Sorten Monopol und Tommi am 24. Mai. Auf dem Fahnenblatt wurden bei allen Sorten am 01. Juni die ersten Symptome gefunden.

Auf den Sorten Contra, Dekan, Monopol und Punch kann man Anfang, Mitte Mai einen Anstieg der BH auf den Blattetagen F-1, F-2 und F-3 feststellen. Ende Mai, Anfang Juni steigt die Befallshäufigkeit auf dem Fahnenblatt an. Die Endbefallshäufigkeit beträgt auf allen Sorten und Blattetagen 100 %. Bei der resistenten Sorte Tommi kann man erst Ende Mai, Anfang Juni einen Anstieg der Befallshäufigkeiten auf den oberen drei Blattetagen verzeichnen. Es werden auf den Blattetagen F und F-1 Endbefallshäufigkeiten von 100 % erreicht, auf F-2 beträgt die Endbefallshäufigkeit 40 % und auf der Blattetage F-3 nur 2 %.

Bei den Sorten Contra, Dekan, Monopol und Punch ist erst Anfang / Mitte Juni ein Anstieg der Befallsstärken zu verzeichnen. Ende Juni beträgt die Endbefallsstärke auf dem obersten Blatt bei der Sorte Contra 7 %, auf der Sorte Dekan 19 %, auf der Sorte Monopol 14 % und auf der Sorte Punch 11 %. Erst deutlich später steigen die Befallsstärken auf der Sorte Tommi an. Die Endbefallsstärke auf dem Fahnenblatt beträgt 7 % (Abb. 34).

Die Befallswerte aller Standorte zum Zeitpunkt der Endbonitur sind Tabelle 38 zu entnehmen. Am Standort Nieder Hilbersheim 2003/04 konnte im Versuchsjahr 2004 auf keiner Sorte und keiner Blattetage ein Befall mit Weizenbraunrost festgestellt werden, deshalb ist dieser Standort nicht in der folgenden Tabelle dargestellt.

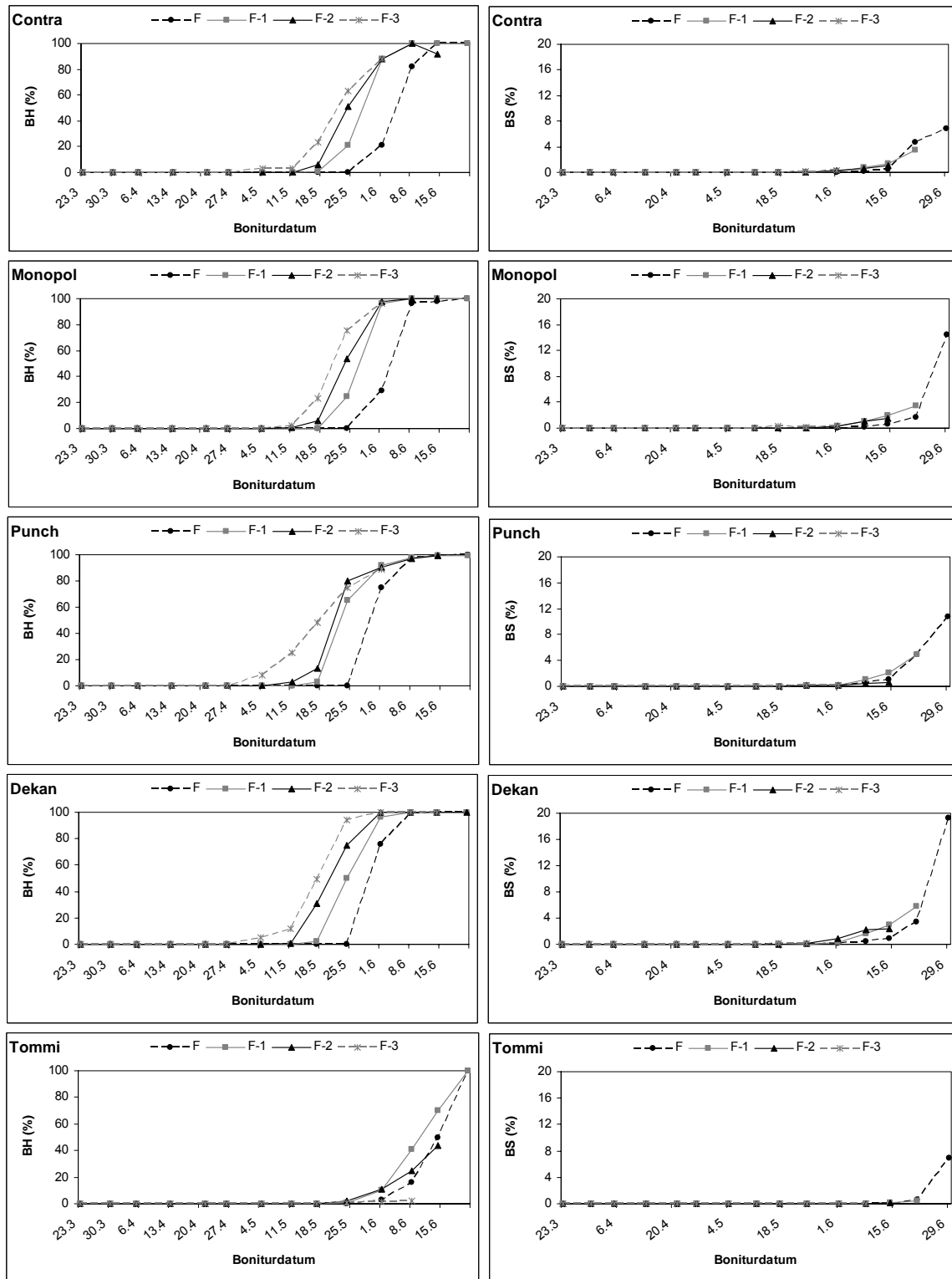


Abbildung 34: Befallshäufigkeit (BH) und Befallsstärke (BS) auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 im Feldversuch Eich 2004/05

Tabelle 38: BH und BS zum Zeitpunkt der Endbonitur auf den oberen vier Blattetagen in den Winterweizenversuchen 2003-2005

Sorte	Standort	Jahr	BH F-3	BS F-3	BH F-2	BS F-2	BH F-1	BS F-1	BH F	BS F
Contra	Mainz	2003	73	0,3	98	2,2	75	7,8	98	7,7
Dekan	Mainz	2003	43	0,2	86	2,6	89	26,9	96	13,6
Monopol	Mainz	2003	100	2,8	100	2,2	100	6,4	100	28,9
Punch	Mainz	2003	35	0,4	64	0,6	91	2,6	93	4,9
Contra	Eich	2005	88	0,37	92	1,03	100	3,53	100	6,79
Dekan	Eich	2005	100	0,14	100	2,32	100	5,82	100	19,21
Monopol	Eich	2005	96	0,29	100	1,44	100	3,39	100	14,44
Punch	Eich	2005	89	0,1	99	0,67	99	4,99	99	10,75
Tommi	Eich	2005	2	0,002	44	0,077	100	0,44	100	6,96
Contra	Herxheim	2005	0	0,0	16	0,03	52	0,11	94	0,36
Dekan	Herxheim	2005	15	0,001	60	0,143	100	0,408	100	1,319
Monopol	Herxheim	2005	0	0,0	0	0,0	71	0,05	97	0,39
Punch	Herxheim	2005	3	0,003	69	0,108	95	0,329	98	0,347
Tommi	Herxheim	2005	0	0,0	0	0,0	2	0,002	27	0,036
Contra	Nieder Hilbersheim	2005	2	0,01	8	0,009	90	0,279	100	0,588
Dekan	Nieder Hilbersheim	2005	100	0,19	100	0,85	100	1,12	100	3,42
Monopol	Nieder Hilbersheim	2005	17	0,017	100	0,063	100	2,66	100	1,76
Punch	Nieder Hilbersheim	2005	3	0,185	100	0,1	100	0,233	99	0,309
Tommi	Nieder Hilbersheim	2005	0	0,000	0	0,000	19	0,022	100	0,183

5.3.4 Modellierung der Weizenbraunrostepidemie (Modell PUCTRI)

Mit Hilfe der Infektionswahrscheinlichkeit für Weizenbraunrost, der Latenzzeit und den Daten aus den Feldversuchen wurden, analog zum Roggenbraunrost, verschiedene Modellansätze getestet. Beim Weizenbraunrost wurde im Gegensatz zum Roggenbraunrost mit der Latenzzeit gearbeitet, da keine eigenen Versuche bezüglich der Inkubationszeit durchgeführt wurden. In der Literatur konnte keine Funktion für die Dauer der Inkubationszeit beim Weizenbraunrost gefunden werden, deshalb wurde eine Funktion für die Latenzzeit von Weizenbraunrost von Rossi et al. (1997) übernommen (Kapitel 2).

Zur Modellentwicklung wurden die Befallsverläufe der anfälligen Weizensorten Dekan und Monopol genutzt. Die Vorgehensweise beim Weizenbraunrost entspricht der Vorgehensweise beim Roggenbraunrost. Aus diesem Grund wird auf eine detaillierte Beschreibung der einzelnen Vorgänge verzichtet.

Ab dem Auflaufdatum wird die tägliche Infektionswahrscheinlichkeit (INF) für Weizenbraunrost (Kapitel 2) berechnet. Summiert man die tägliche Infektionswahrscheinlichkeit ab dem Auflaufdatum, erhält man den Infektionsdruck für Weizenbraunrost (IPI = Infection Pressure Index, Gleichung 7).

In Abbildung 35 sind die jahresabhängigen Verläufe des Weizenbraunrost – Infektionsdrucks mit den Daten der Wetterstation Rommersheim dargestellt. Hier wird die jahresbedingte Variation des Infektionsdrucks deutlich. In Abbildung 36 ist der Weizenbraunrostinfektionsdruck in benachbarten Regionen im selben Jahr dargestellt. Ende Mai kommt es zu einer Differenzierung des Infektionsdrucks in den verschiedenen Regionen.

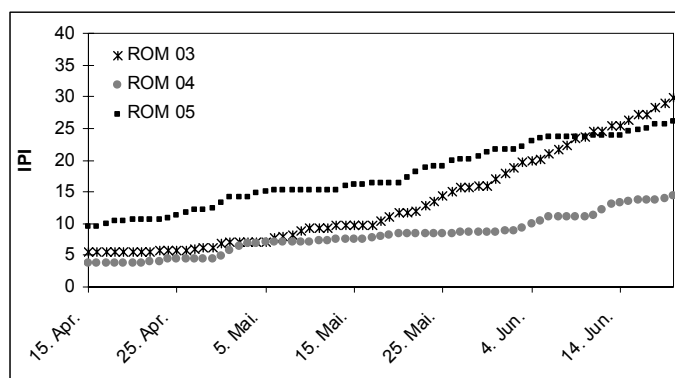


Abbildung 35: Verläufe des Weizenbraunrost – Infektionsdrucks (IPI) berechnet mit den Daten der Wetterstation Rommersheim (ROM) in den Jahren 2003 bis 2005 (nach Gleichung 7, Modellansatz 1)

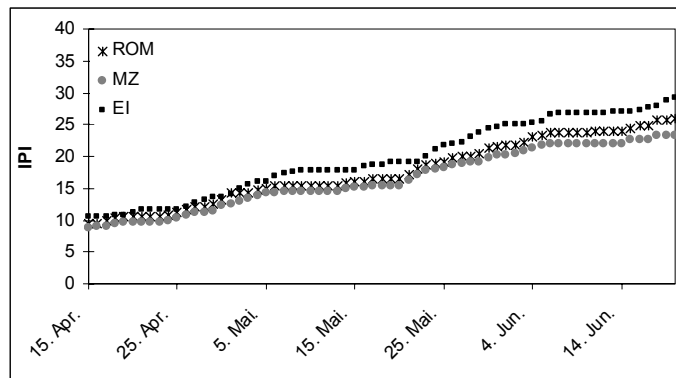


Abbildung 36: Verläufe des Weizenbraunrost – Infektionsdrucks (IPI) berechnet mit den Daten der benachbarten Wetterstationen Eich (EI), Rommersheim (ROM) und Mainz (MZ) im Jahr 2005 (nach Gleichung 7, Modellansatz 1)

Die BH der oberen vier Blattetagen werden unter der Verwendung einer logistischen Funktion (Gleichung 8) in Abhängigkeit vom Infektionsdruck geschätzt. Datengrundlage waren Versuchsdaten der anfälligen Sorten Dekan und Monopol an den Versuchsstandorten Mainz 2002/03, Eich 2004/05 und Herxheim 2004/05. Am Standort Nieder Hilbersheim konnte im Jahr 2003/04 kein und im Jahr 2004/05 nur ein geringer Rostbefall festgestellt werden. Diese Daten wurden ebenfalls aufgrund der großen Entfernung zur Wetterstation nicht genutzt.

Die Ergebnisse der unterschiedlichen Modellansätze sind in den Tabellen 39 bis 42 und in den Abbildungen 37 und 38 dargestellt.

Beim Winterweizen konnten beim Modellansatz 1 Bestimmtheitsmaße zwischen 91 und 93 % erzielt werden. Die größte Steigung konnte auf dem Fahnenblatt festgestellt werden.

Beim Modellansatz 2 wurden Bestimmtheitsmaße zwischen 83 und 96 % erzielt. Hier kann die größte Steigung auf der Blattetage F-3 festgestellt werden. Auch beim Modellansatz 3 sind die Bestimmtheitsmaße (93 bis 95 %) hoch. Die Steigung der Funktionen nimmt von der Blattetage F-3 bis zur Blattetage F-2 ab und von der Blattetage F-1 bis zum Fahnenblatt wieder zu. Sehr hohe Bestimmtheitsmaße wurden auch bei dem Modellansatz 4 erreicht. Die Steigung der Funktionen nimmt von der Blattetage F-3 bis F-1 ab.

Beim Weizenbraunrost war der Modellansatz 2 die schlechteste Variante. Zwischen den Modellansätzen 1, 3 und 4 konnten nur geringe Unterschiede festgestellt werden. Der Modellansatz 4 war am besten.

Tabelle 39: Geschätzte Regressionskoeffizienten und deren Standardfehler sowie die Bestimmtheitsmaße der logistischen Funktionen (Gleichung 8) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und BH des Weizenbraunrosts auf den Blattetagen F bis F-3; Berechnung des IPI mit Modellansatz 1

<i>BH</i>	<i>a</i>	Standardfehler	<i>b</i>	Standardfehler	R ²
F	-19,478	0,673	0,826	0,028	0,93
F-1	-17,068	0,542	0,765	0,024	0,96
F-2	-15,190	0,479	0,714	0,023	0,94
F-3	-15,639	0,574	0,781	0,030	0,91

Tabelle 40: Geschätzte Regressionskoeffizienten und deren Standardfehler sowie die Bestimmtheitsmaße der logistischen Funktionen (Gleichung 8) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und BH des Weizenbraunrosts auf den Blattetagen F bis F-3; Berechnung des IPI mit Modellansatz 2

<i>BH</i>	<i>a</i>	Standardfehler	<i>b</i>	Standardfehler	R ²
F	-15,637	0,508	0,699	0,023	0,92
F-1	-10,130	0,312	0,433	0,013	0,83
F-2	-11,566	0,386	0,545	0,019	0,86
F-3	-18,609	0,837	0,940	0,043	0,96

Tabelle 41: Geschätzte Regressionskoeffizienten und deren Standardfehler sowie die Bestimmtheitsmaße der logistischen Funktionen (Gleichung 8) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und BH des Weizenbraunrosts auf den Blattetagen F bis F-3; Berechnung des IPI mit Modellansatz 3

<i>BH</i>	<i>a</i>	Standardfehler	<i>b</i>	Standardfehler	R ²
F	-8,456	0,359	1,034	0,042	0,95
F-1	-7,333	0,256	0,774	0,026	0,94
F-2	-7,520	0,244	0,717	0,023	0,94
F-3	-8,622	0,320	0,836	0,032	0,93

Tabelle 42: Geschätzte Regressionskoeffizienten und deren Standardfehler sowie die Bestimmtheitsmaße der logistischen Funktionen (Gleichung 8) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und BH des Weizenbraunrosts auf den Blattetagen F bis F-3; Berechnung des IPI mit Modellansatz 4

<i>BH</i>	<i>a</i>	Standardfehler	<i>b</i>	Standardfehler	R ²
F	-7,041	0,254	0,912	0,032	0,98
F-1	-7,646	0,244	0,774	0,025	0,97
F-2	-7,726	0,265	0,813	0,029	0,96
F-3	-8,704	0,404	1,031	0,050	0,95

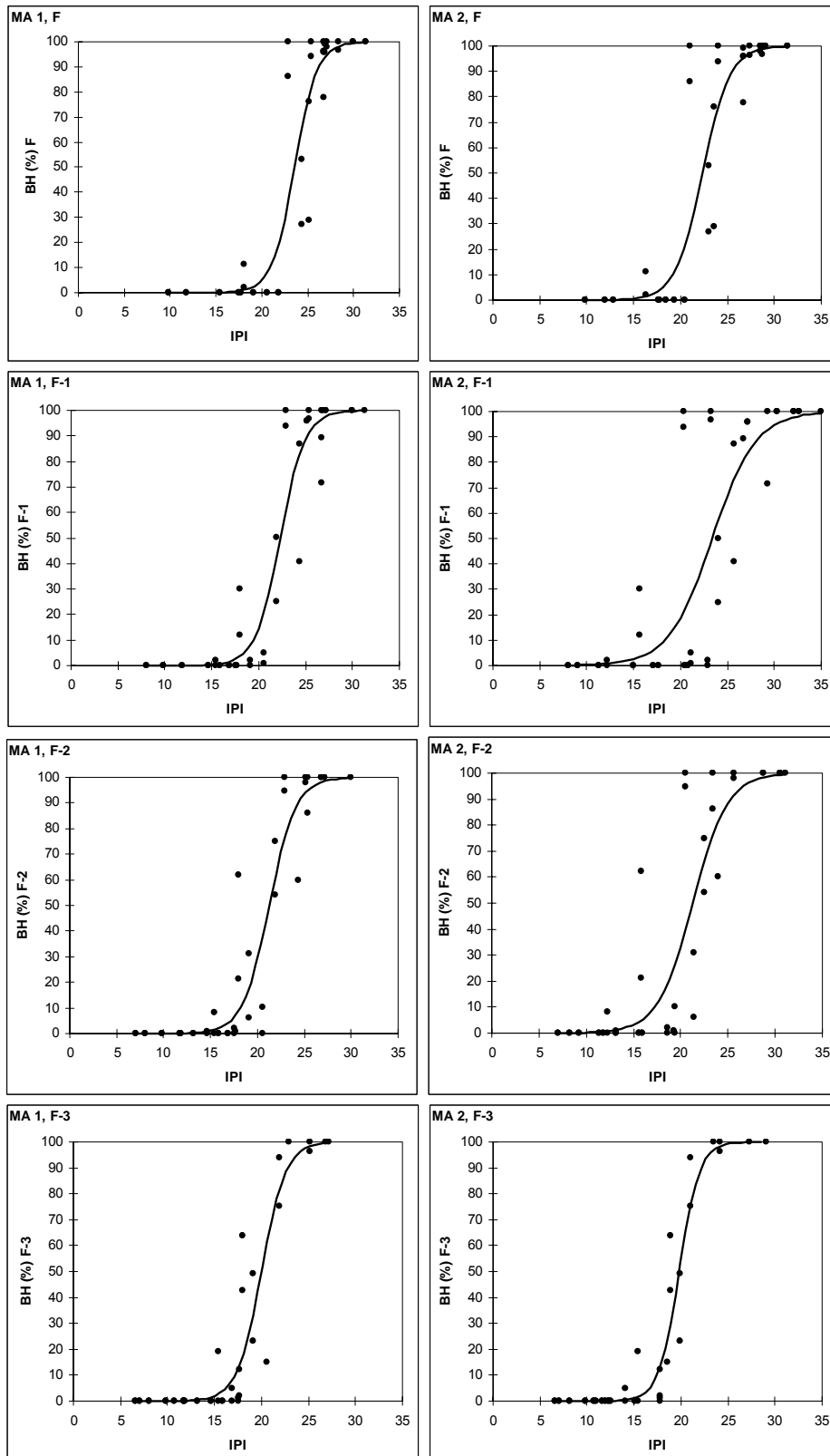


Abbildung 37: Logistische Funktionen (durchgezogene Linie) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und der Befallshäufigkeit (BH) des Weizenbraunrosts auf den Blättern F bis F-3. Linke Seite: Berechnung von IPI mit Modellansatz 1 (MA 1) (ohne Berücksichtigung der Latenzzeit), rechte Seite: Modellansatz 2 (MA 2) (mit Berücksichtigung der Latenzzeit). Punkte: Boniturdaten der Sorten Dekan und Monopol der Versuche Mainz 2002/03, Eich 2004/05 und Herxheim 2004/05

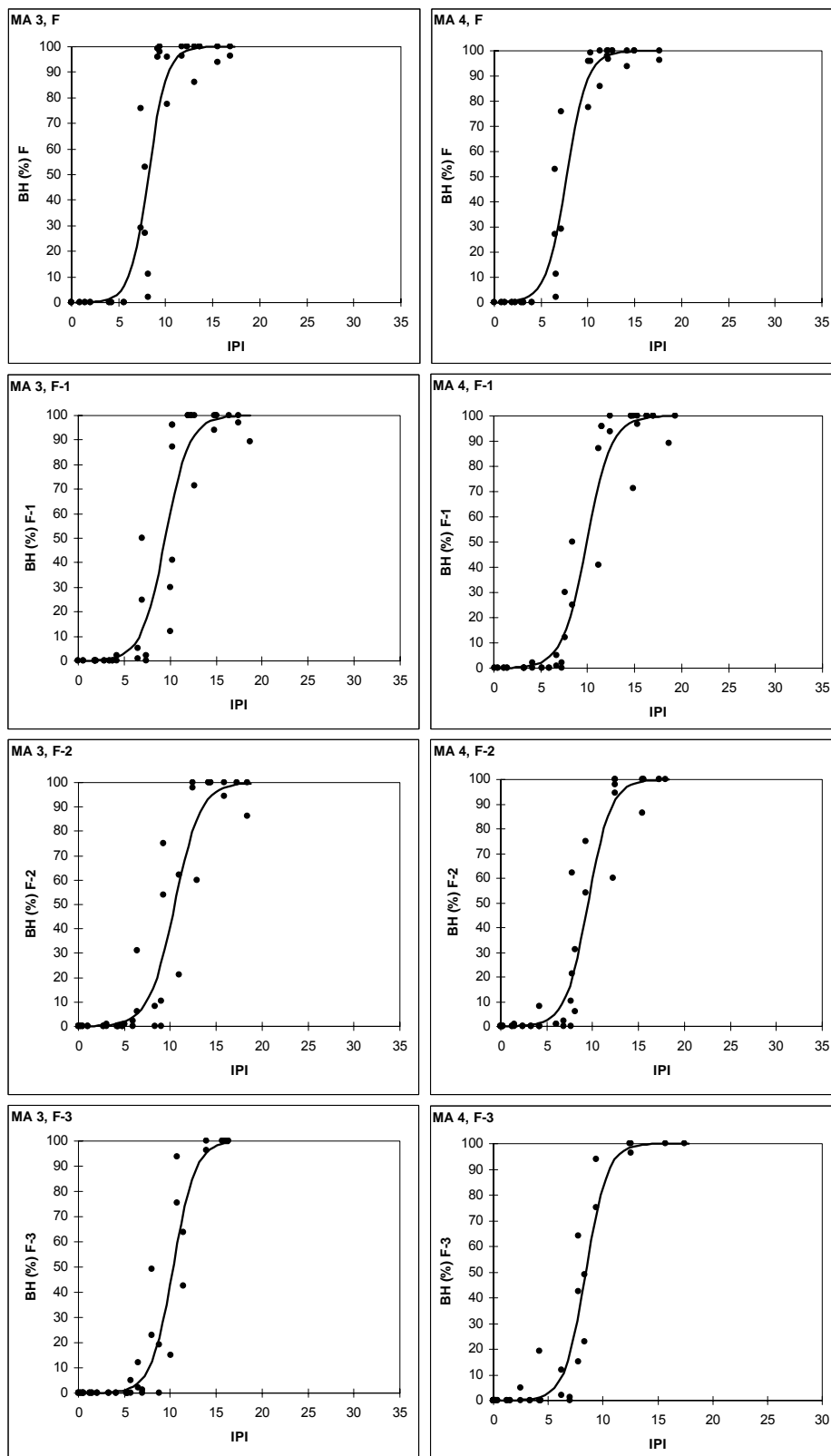


Abbildung 38: Logistische Funktionen (durchgezogene Linie) zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IPI und der Befallshäufigkeit (BH) des Weizenbraunrosts auf den Blättern F bis F-3. Linke Seite: Berechnung von IPI mit Modellansatz 3 (MA 3) (ohne Berücksichtigung der Latenzzeit), rechte Seite: Modellansatz 4 (MA 4) (mit Berücksichtigung der Latenzzeit). Punkte: Boniturdaten der Sorten Dekan und Monopol der Versuche Mainz 2002/03, Eich 2004/05 und Herxheim 2004/05

5.4 Diskussion

Ziel der Untersuchungen war es, ein Prognosemodell zu entwickeln, welches den Erstbefall von Braunrost auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 prognostiziert und Befallsverläufe auf diesen Blattetagen simuliert. Da die Bekämpfungsschwelle für Braunrost auf dem Befallsparameter Befallshäufigkeit der Blattetagen basiert, soll das Modell die Entwicklung der Befallshäufigkeit prognostizieren.

Zur Modellentwicklung wurden die Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost, die Inkubations- bzw. Latenzzeit (Kapitel 3) und Daten aus eigenen Feldversuchen genutzt. Es wurden für den Winterroggen die Hybridsorten Avanti und Picasso und für den Winterweizen die Sorten Dekan und Monopol gewählt, die gegenüber Braunrost hoch anfällig sind. In den Feldversuchen wurden Einzelpflanzen markiert, so dass wöchentlich dieselben Pflanzen bonitiert werden konnten.

In der Literatur gibt es schon einige Modelle für Getreidekrankheiten, die die Berechnung der täglichen Infektionswahrscheinlichkeit oder die Berechnung einer täglichen Infektionsrate als Grundlage nutzen (FRIEDRICH, 1995a und b; DE VALLAVIEILLE-POPE et al., 1995; ROSSI et al., 1996). Möchte man das Krankheitsrisiko über einen längeren Zeitraum charakterisieren, ist es sinnvoll, mit dem Infektionsdruck (IPI = Infection Pressure Index) zu arbeiten. Der Infektionsdruck lässt sich durch die Aufsummierung der täglichen Infektionswahrscheinlichkeit berechnen (BATTILANI et al., 2000; BUGIANI et al., 2000; RACCA et al., 2000; RACCA et al., 2002; RACCA & JÖRG, 2006).

In den Versuchsjahren 2002/03 und 2004/05 konnte an allen Versuchsstandorten eine epidemische Entwicklung von Braunrost an Roggen und Weizen festgestellt werden. Im Versuchsjahr 2003/04 wurde nur ein geringer Rostbefall im Roggen und Weizen dokumentiert. Betrachtet man den IPI in den drei Versuchsjahren (Abb. 30 und 35), kann man feststellen, dass im Jahr 2004 deutlich niedrigere Werte als in den Jahren 2003 und 2005 erreicht wurden. Die Befallssituation der drei Versuchsjahre wird mit Hilfe des IPI gut abgebildet.

Im Rahmen der Arbeit wurden vier verschiedene Berechnungsmethoden des IPI getestet. In den Ansätzen 1 und 2 ist der Auflauftermin der Kultur Starttermin für die Berechnung der Infektionswahrscheinlichkeit und des IPI. Dieser Termin wird mit dem Ontogenese - Modell SIMONTO-Winterroggen für Winterroggen und SIMONTO-Winterweizen für Winterweizen (ROßBERG et al., 2005) berechnet. Der Termin, Auflauf der Kultur, wurde gewählt, um den Herbstbefall der jungen Saaten in die Prognose einzubeziehen. Häufig kommt es bereits im Herbst zur Infektion der jungen Saaten. Bei mildem Herbst- und Winterwetter und Auftreten von Rost im Vorjahr besteht eine erhöhte Befallsgefahr (NOVER & LEHMANN, 1967). Bei einer frühen Aussaat des Winterroggens und mildem Herbstwetter wurde in eigenen Versuchen ein starker Braunrostbefall im Aussaatjahr festgestellt (RÄDER & JÖRG, 2006a und b). Anfang November betrug die BH der Pflanzen zwischen 90 und 100 %. Trotz des kalten Winters war die Keimung der Uredosporen nicht eingeschränkt, d. h. die Uredosporen sind gut in der Lage, den Winter zu überleben. Wird der Infektionsdruck ab Auflauf berechnet, können so Aussagen über das Inokulumpotential im Vorjahr getroffen werden. In der Prognose wird also der Herbstbefall im Aussaatjahr berücksichtigt.

In den Modellansätzen 3 und 4 wird der IPI ab dem Erscheinen der jeweiligen Blatttage berechnet. Das Erscheinen der Blatttagen wird ebenfalls mit dem Ontogenese - Modell SIMONTO berechnet. Der Herbstbefall der jungen Saaten wird in diesen Versionen nicht berücksichtigt. Weiterhin wird noch bei den Ansätzen 2 und 4 die Dauer der Latenz- bzw. Inkubationszeit in der Berechnung des IPI berücksichtigt. Die Inkubations- bzw. Latenzzeit wird jeweils ab dem vollständigen Erscheinen der Blatttage in die Berechnung einbezogen. Ist die Blatttage noch nicht vorhanden, kann auch keine Inkubations- bzw. Latenzzeit berücksichtigt werden. Im Rahmen der Arbeit wurde noch ein fünfter Modellansatz getestet, bei dem die IPI - Berechnung ab Auflauf der Kultur startet und die Dauer der Inkubations- bzw. Latenzzeit ebenfalls ab Auflauf der Kultur berücksichtigt wurde. Dieser Ansatz wurde aufgrund der schlechten Ergebnisse nicht weiter verfolgt.

Im nächsten Schritt der Modellbildung wurde der Befallsparameter BH mit Hilfe des IPI geschätzt. Zur Schätzung wurden logistische Wachstumsfunktionen genutzt, mit diesen Funktionen konnten die besten Ergebnisse erzielt werden. In der Literatur werden zahlreiche Wachstumsfunktionen genannt, die die Zunahme der Krankheit in Abhängigkeit von der Zeit beschreiben (KRANZ, 1974; WAGGONER, 1977; MADDEN, 1980; BERGER, 1981). Die logistische Wachstumsfunktion ist allerdings die am häufigsten verwendete Funktion. Die Nutzung der Funktion in epidemiologischen Analysen durch ZADOKS (1961), VANDERPLANK (1963), KRANZ (1974), WAGGONER (1977) und ZADOKS & KAMPMEIJER (1977) machen die große Bedeutung deutlich.

Vergleicht man die vier verschiedenen Modellansätze für Roggenbraunrost kann man feststellen, dass die höchsten Bestimmtheitsmaße der Funktionen mit den Modellansätzen 1 und 3 erzielt wurden. In beiden Ansätzen wird die Dauer der Inkubationszeit in der Berechnung des IPI nicht berücksichtigt. Für die Berechnung der Befallshäufigkeit ist also die Dauer der Inkubationszeit nur von untergeordneter Bedeutung. Ein möglicher Grund hierfür kann sein, dass die Dauer der Inkubationszeit im Zeitraum April bis Juni relativ konstant ist. Vergleicht man die Modellansätze 1 und 3, kann man feststellen, dass beim Modellansatz 1 höhere Bestimmtheitsmaße als beim Modellansatz 3 erreicht wurden. Berechnet man also den IPI ab Auflauf in der Prognose können bessere Ergebnisse erzielt werden als bei einer IPI - Berechnung ab dem Erscheinen der Blatttage. Ein möglicher Grund für die besseren Ergebnisse ist die Einbeziehung des Herbstbefalls der jungen Saaten. Bei günstigen Infektionsbedingungen im Herbst steigt der IPI-Wert an, während bei ungünstigen Bedingungen im Herbst der IPI-Wert klein bleibt.

Beim Winterweizen war der Modellansatz 2 die schlechteste Variante. Zwischen den Ansätzen 1, 3 und 4 konnten nur geringe Unterschiede festgestellt werden. Die Ergebnisse der Ansätze mit und ohne Latenzzeit unterscheiden sich kaum. Ähnlich wie beim Winterroggen hat die Dauer der Latenzzeit für die Prognose der Befallshäufigkeit keine Bedeutung. Im Vergleich zum Winterroggen kann beim Winterweizen keine Modellverbesserung durch die Einbeziehung der Herbstinfektionen erreicht werden. Es gibt kaum Unterschiede bezüglich der Modellansätze 1 und 3. Winterweizen wird in der Regel deutlich später ausgesät als Winterroggen. Sät man den Weizen Anfang, Mitte Oktober aus, ist der Auflauftermin Ende Oktober, Anfang November. Die Tage mit günstigen Infektionsbedingungen für den Braunrost sind allerdings meist im Oktober, so dass es nur wenige Tage mit günstigen Infektionsbedingungen im Herbst gibt.

Im Rahmen des Promotionsvorhabens wurden viele verschiedene Modellansätze getestet. Die besten Ergebnisse für den Winterroggen wurden mit dem Modellansatz 1 erzielt. Beim Winterweizen gab es kaum Unterschiede zwischen den Ansätzen 1, 3 und 4. Deshalb wird für die Validierung der Modellansatz 1 genutzt.

Vergleicht man die Modelle **PUCREC** und **PUCTRI** kann man feststellen, dass der Roggenbraunrost sich schneller entwickelt als der Weizenbraunrost. In allen vier Modellansätzen ist die Steigung der Funktionen beim Roggenbraunrost deutlich größer als beim Weizenbraunrost. Der Infektionsdruck ist beim Weizenbraunrost deutlich höher als beim Roggenbraunrost. Der höhere Infektionsdruck ist allerdings auch auf die unterschiedliche Berechnung der Infektionswahrscheinlichkeit zurückzuführen.

Prognostiziert man die BH der jeweiligen Blattetage mit dem IPI, kann es möglich sein, dass Befall prognostiziert wird, obwohl die Blattetage noch nicht vorhanden ist. Es kann vorkommen, dass z. B. auf der Blattetage F-1 Erstbefall im BBCH - Stadium 31 prognostiziert wird. Dies ist allerdings biologisch unmöglich, da die Blattetage F-1 erst ab dem BBCH – Stadium 34 vollständig entwickelt ist. Deshalb ist das Ontogenesemodell SIMONTO-Winterroggen für Winterroggen und SIMONTO-Winterweizen für Winterweizen an **PUCREC** und **PUCTRI** gekoppelt. Erst wenn die Blattetage vollständig entwickelt ist, was mit Hilfe der Ontogenesemodelle berechnet wird, beginnt die Schätzung der Befallshäufigkeit auf dieser Blattetage. Durch die Einbeziehung des Entwicklungsstadiums in die Prognose wird vermieden, dass eine BH auf einer Blattetage prognostiziert wird, obwohl diese Blattetage noch nicht entwickelt ist. Zusätzlich wird mit den SIMONTO Modell der Auflauftermin der Kultur ermittelt.

Mit den Modellen **PUCREC** und **PUCTRI** kann auch der Erstbefall von Braunrost auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 prognostiziert werden. Beträgt die Befallshäufigkeit auf der jeweiligen Blattetage 1 % ist Erstbefall auf dieser Blattetage, die ersten Rostpusteln sind vorhanden. Das Modell **PUCREC** prognostiziert den Erstbefall auf dem Fahnenblatt bei einem IPI - Wert von 5,5, auf der Blattetage F-1 bei einem Wert von 4,6, auf F-2 bei einem Wert von 4,1 und auf der Blattetage F-3 bei einem IPI – Wert von 3,2. Das Modell **PUCTRI** prognostiziert den Erstbefall auf dem Fahnenblatt bei einem IPI - Wert von 18,0, auf der Blattetage F-1 bei einem Wert von 16,3, auf F-2 bei einem Wert von 14,8 und auf der Blattetage F-3 bei einem IPI – Wert von 14,1. Es kann nur der Erstbefall auf den oberen vier Blattetagen prognostiziert werden. Das Erstauftreten von Braunrost im Bestand kann mit den Modellen nicht vorhergesagt werden.

Vergleicht man die entwickelten Modelle **PUCREC** und **PUCTRI** mit den schon vorhandenen Rostmodellen, kann man feststellen dass es bisher noch keine Modelle gab, die den Verlauf der Befallshäufigkeit von Roggen- und Weizenbraunrost simulieren. Während für den Braunrost an Winterroggen keine Modellansätze existieren, gibt es für den Braunrost an Winterweizen schon zahlreiche Ansätze. Mit keinem dieser Modellansätze kann allerdings die Befallshäufigkeit prognostiziert werden. In anderen Kulturen gibt es schon Modelle, mit denen die Zunahme der Befallshäufigkeit prognostiziert werden kann. So kann z. B. mit dem Modell CERC BET 3 die Zunahme der Befallshäufigkeiten (auf denen die Bekämpfungsschwellen basieren) von *Cercospora beticola* in Zuckerrüben vorhergesagt werden (RACCA et al., 2002).

In Deutschland gibt es ein Modell des Deutschen Wetterdienstes, das die witterungsbeeinflusste Pilzentwicklung von Braunrost simuliert. Bei diesem Modell werden Sporenkeimung, Myzelwachstum und Sporulation in Abhängigkeit von dem Haupteinflussfaktor Lufttemperatur mittels normierter Wachstumskurven berechnet. Die Feinstruktur der Wachstumskurven hängt zusätzlich von der Blattbenetzung, dem Niederschlag, der relativen Luftfeuchte, der Bodenfeuchte und der Globalstrahlung ab. Der Wert 0 steht für pessimale, der Wert 1 für optimale Entwicklungsbedingungen. Die Kombination 24-stündig gemittelter normierter Wachstumswerte ergibt den täglichen Braunrostindex (FRIESLAND, 2000). Auch in den Modellen **PUCREC** und **PUCTRI** wird eine tägliche Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost berechnet. Die Werte der Infektionswahrscheinlichkeit liegen zwischen 0 und 1, wobei Werte nahe 0 ungünstige Infektionsbedingungen und Werte nahe 1 günstige Infektionsbedingungen für Braunrost signalisieren. Mit Hilfe der Infektionswahrscheinlichkeiten kann dann der IPI berechnet werden und die Befallshäufigkeiten geschätzt werden. Mit dem IPI kann das Krankheitsrisiko über einen bestimmten Zeitraum charakterisiert werden, mit dem Braunrostindex kann nur das tägliche Krankheitsrisiko charakterisiert werden.

Einige Vorhersagemodelle für Braunrost basieren auf der Beobachtung des Inokulums mit Hilfe von Sporenfallen (STAKMAN & CHRISTENSEN, 1946; ROELFS et al., 1968; DIRKS & ROMIG, 1970). Allerdings kann das Erstauftreten von Braunrost mit Sporenfallenfängen nicht sicher prognostiziert werden, da es durchaus möglich sein kann, dass die ersten Uredosporen erst nach dem Erstauftreten von Braunrost im Feld gefangen werden (ROWELL & ROMING, 1966). Eine geringe Sporendichte in der Luft führt zu einer geringen Effizienz von Sporenfallen (ROMIG & DIRKS, 1966). In den Modellen **PUCREC** und **PUCTRI** wird nicht mit Sporenfallen gearbeitet. Es wird davon ausgegangen, dass ausreichend Sporenmateriale vorhanden ist. Entscheidend sind die Infektionsbedingungen im Herbst. Kommt es zu einer Infektion der jungen Saaten im Herbst, ist das Infektionsrisiko im Folgejahr größer. Auch in dem Modell „Rusty“, welches in Amerika entwickelt wurde, spielt die Befallssituation im Herbst und Winter eine entscheidende Rolle für die Rostentwicklung im Folgejahr (EVERSMeyer, 1997).

Das in Italien entwickelte Modell RUSTDEP (RUST Development of EPidemics) simuliert die tägliche Zunahme der Befallsstärke auf verschiedenen Blattetagen während der Vegetationszeit. In das Modell RUSTDEP ist ein Ontogenese-Modell (WHEGROSIM, WHEat Growth Simulation) implementiert, welches das Erscheinen der Entwicklungsstadien und der einzelnen Blattetagen berechnet. Auch in die entwickelten Modelle **PUCREC** und **PUCTRI** sind die Ontogenesemodelle SIMONTO-Winterroggen und SIMONTO-Winterweizen integriert, welche den Ablauf der Kultur und das Erscheinen der jeweiligen Blattetage simulieren.

Mit den entwickelten Modellen **PUCREC** und **PUCTRI** kann erstmals

der Verlauf der Befallshäufigkeit auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3;

das Überschreiten von Bekämpfungsschwellen, die auf der Befallshäufigkeit basieren, auf den Blattetagen F bis F-3;

und der Erstbefall auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 simuliert werden.

Somit wird ein ökonomisch und ökologisch sinnvoller Fungizideinsatz gewährleistet.

6. Validierung der Modelle PUCREC und PUCTRI

Zusammenfassung

Ziel der Untersuchungen war es, die entwickelten Prognosemodelle PUCREC und PUCTRI zu validieren. Zur Validierung der Modelle wurden Befallsverläufe genutzt, die nicht in die Modellbildung eingeflossen sind. Für den Winterroggen standen 51 Befallsverläufe aus den Jahren 2002/03, 2003/04, 2004/05 und 2005/06, für den Winterweizen standen 38 Befallsverläufe aus den Jahren 2002/03, 2003/04 und 2004/05 zur Verfügung. Zur Validierung wurden drei unterschiedliche Verfahren angewandt. Zum einen wurde eine subjektive Validierung durchgeführt; als statistische Methoden wurden der Kolmogorov-Smirnov-Test und die Regressionsanalyse der beobachteten und simulierten Daten genutzt. Die Validierungsergebnisse zeigten eine zufrieden stellende Übereinstimmung zwischen den erhobenen und den simulierten Daten. Die Modelle PUCREC und PUCTRI sollen im Frühjahr 2007 als Testversionen an die Pflanzenschutzdienste der Länder ausgeliefert werden.

6.1 Einleitung

Die Entwicklung von Modellen für Epidemien entsprechend dem systemanalytischen Ansatz verläuft in verschiedenen Schritten, unabhängig davon, ob man von Simulations- oder analytischen Modellen ausgeht. Der erste Schritt ist die Formulierung des Modellziels. Das Ziel wird abgegrenzt und ein konzeptionelles Modell wird entworfen. Der zweite Schritt ist dann die Gewinnung von Daten. Die Daten werden entweder durch eigene Experimente oder durch Literaturrecherche gewonnen. Im dritten Schritt erfolgen die mathematische Formulierung der experimentellen Zusammenhänge, die Schätzung der Parameter und die Programmierung für den PC. Sind diese Schritte vollzogen, erfolgt der letzte Schritt, die Validierung des Modells. Die Übereinstimmung zwischen dem Modell und der Wirklichkeit wird überprüft. Diese einzelnen Schritte laufen nicht immer in der oben genannten Reihenfolge ab. Es kann immer wieder zu Rücksprüngen auf vorangegangene Schritte kommen (WAGGONER, 1974; WAGGONER, 1978; KRANZ & HAU, 1980; TENG, 1981; HAU et al., 1985; CAMPBELL et al., 1988; KRANZ, 1996).

Die letzte Version des Modells ist selten vollständig und nie perfekt (KRANZ & ROYLE, 1978). Die wichtigste Eigenschaft eines Modells ist es, die relevanten Prozesse zu reproduzieren und nicht alle Einzelheiten einer Epidemie zu beschreiben (CAMPBELL & MADDEN, 1990). Seit den sechziger Jahren, angefangen mit Waggoner & Horsefall (1969), wurden zahlreiche Simulationsmodelle für Pflanzenkrankheiten entwickelt (TENG, 1985; HAU et al., 1985; HAU, 1988; CAMPBELL & MADDEN, 1990). Obwohl viele Modelle ohne klaren Validierungsprozess veröffentlicht wurden, gibt es Fälle, in denen eine zufrieden stellende Übereinstimmung zwischen Modell und beobachtetem Epidemieverlauf vorhanden ist (TENG, 1985). Zur Validierung sollen Datensätze genutzt werden, die nicht in die Modellbildung eingeflossen sind (TENG, 1981). Bei der Validierung von Vorhersagemodellen werden meist zwei verschiedene Methoden genutzt. Zum einen ein subjektiver Test, der auf einem visuellen Vergleich zwischen den vorhergesagten und den erhobenen Daten basiert. Zum anderen ein objektiver Test, bei dem statistische Methoden (z. B.

Regressionsanalysen, Korrelationen, Varianzanalysen) genutzt werden, um quantitativ die Modellergebnisse mit erhobenen Daten zu vergleichen. Die Strenge des Validierungsprozesses sollte nicht übertrieben werden. Des Öfteren wurden Modelle nicht mehr genutzt, aufgrund der übertriebenen Nachfrage nach Validierung (TENG, 1985).

Die Aufgabe der Überprüfung von Prognosemodellen wird von der ZEPP (Zentralstelle der Länder für EDV-gestützte Entscheidungshilfen und Programme im Pflanzenschutz) übernommen (JÖRG & KLEINHENZ, 1996; JÖRG & ROSSBERG, 1998; HANSEN et al., 2001; RACCA et al., 2002). Häufig werden Prognosemodelle nach einer Validierung noch verbessert. Durch die Weiterentwicklung kann eine deutliche Verbesserung in der Vorhersagegenauigkeit erreicht werden. So ergab z. B. eine erste Validierung des Prognosemodells CERCBET 3 eine Zuverlässigkeit der Prognose von 50 %. Durch die Integration von schlagspezifischen Parametern konnte die Trefferquote der Prognose für das Überschreiten der Bekämpfungsschwelle auf 90 % erhöht werden (RACCA et al., 2002; RACCA et al., 2004).

Ziel dieser Arbeit ist es, das Modell PUCREC (lat. ***PUC**cinia **REC**ondita*) für Roggenbraunrost und das Modell PUCTRI (lat. ***PUC**cinia **TRI**ticina*) für Weizenbraunrost zu validieren. Die Modelle PUCREC und PUCTRI prognostizieren den Verlauf der Befallshäufigkeiten auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3. Mit Hilfe von Wetterdaten wird eine tägliche Infektionswahrscheinlichkeit berechnet. Aus der Summe der täglichen Infektionswahrscheinlichkeiten ergibt sich der Infektionsdruck (IPI). Mit Hilfe des IPI kann die Befallshäufigkeit (BH) geschätzt werden. Die vorhandenen Bekämpfungsschwellen für Roggen- und Weizenbraunrost basieren auf dem Befallsparameter BH. Entscheidend ist die BH auf den oberen vier Blattetagen. Es gibt bundesweit Unterschiede bezüglich der Bekämpfungsschwelle. Je nach Bundesland liegt die Bekämpfungsschwelle für Braunrost zwischen 0 und 30 % BH auf den Blattetagen F, F-1, F-2 oder F-3. Deshalb ist es wichtig, mit Hilfe eines Prognosemodells die Entwicklung der BH auf diesen Blattetagen zu prognostizieren, damit alle in der Praxis eingesetzten Schadschwellenwerte berechnet werden können. Ziel der Modelle PUCREC und PUCTRI ist es, den Zeitpunkt des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle zu prognostizieren und somit einen ökologisch und ökonomisch sinnvollen Fungizideinsatz zu gewährleisten.

6.2 Material und Methoden

Mit zahlreichen Befallsverläufen konnten die entwickelten Modelle PUCREC und PUCTRI validiert werden. Datengrundlage waren Daten aus eigenen Versuchs- und Monitoringflächen, sowie Befallsdaten aus Versuchs- und Monitoringflächen der Pflanzenschutzdienste der Länder. Im Jahr 2002/03 lagen für den Winterroggen 12 Befallsverläufe vor. 2003/04 konnten für den Winterroggen 21 Befallsverläufe, im Jahr 2004/05 14 Befallsverläufe und im Jahr 2005/2006 vier Befallsverläufe genutzt werden (Abb. 39). Für den Winterweizen lagen im Jahr 2002/03 vier Befallsverläufe, für das Jahr 2003/04 12 und für das Jahr 2004/05 22 Befallsverläufe vor (Abb. 40).

In den Versuchs- und Monitoringflächen wurden zur Erhebung der Befallswerte während der Vegetation, wenn möglich in 7-10tägigen Abständen, Bonituren durchgeführt. Die Anzahl der Erhebungen war von Standort zu Standort unterschiedlich und lag zwischen zwei und 17. Zur Validierung wurden nur Standorte genutzt an denen mindestens vier Bonituren durchgeführt

wurden. Es wurden insgesamt 100 Blätter jeder Blatttage auf den Befall mit Blattkrankheiten untersucht. Es wurde die Befallshäufigkeit (BH) des Braunrosts pro Blatttage erfasst, d. h. die Anzahl der befallenen Blätter pro hundert Blätter gezählt.

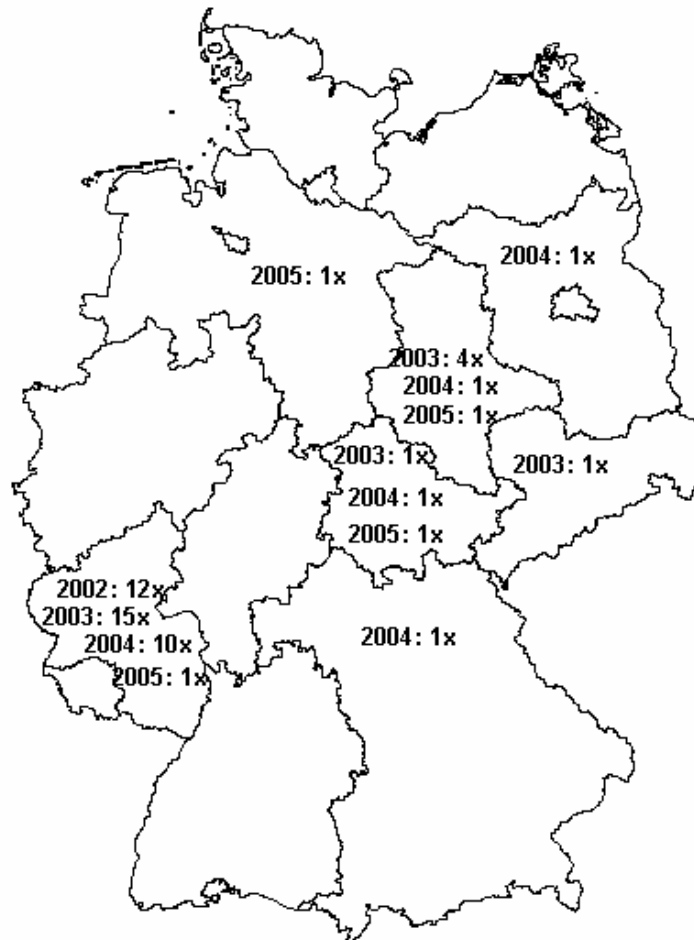


Abbildung 39: Anzahl der bundesweiten Versuchs- und Monitoringflächen in den Jahren 2002/03 bis 2005/06, die zur Validierung des Modells PUCREC genutzt wurden

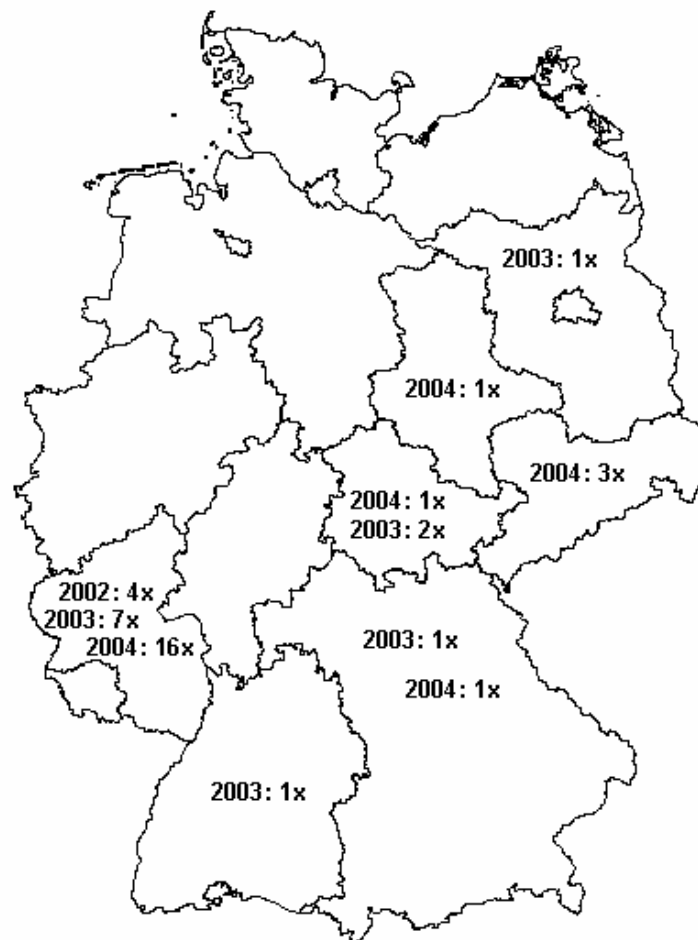


Abbildung 40: Anzahl der bundesweiten Versuchs- und Monitoringflächen in den Jahren 2002/03 bis 2004/05, die zur Validierung des Modells PUCTRI genutzt wurden

Zur Validierung der vorhandenen Modellansätze wurden drei verschiedene Methoden genutzt (TENG, 1981; ROSSI et al., 1997).

Die erste Methode ist eine subjektive Validierung, bei der die simulierten Befallsverläufe mit den erhobenen Befallsverläufen visuell verglichen werden. Gibt es keine bzw. nur geringe Abweichungen zwischen Modell und erhobenen Daten, liegt eine Übereinstimmung vor (Abb. 41). Der Grad der Abweichungen zwischen Modelldaten und erhobenen Daten ist subjektiv und wird von der jeweiligen Person, die die Validierung vornimmt, bestimmt (ROSSI et al., 1997).

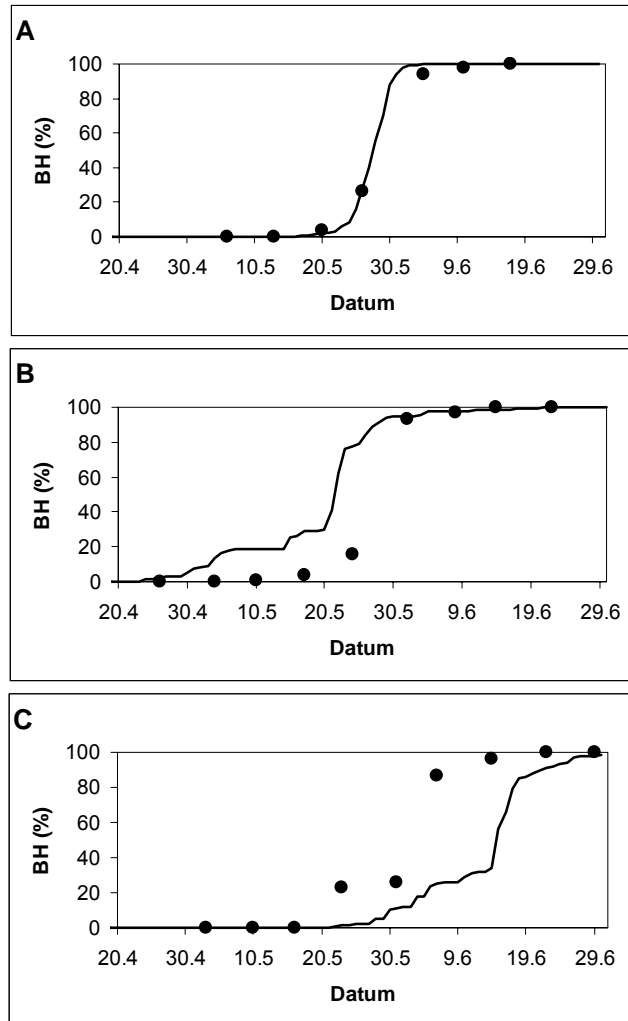


Abbildung 41: Subjektive Validierung durch Vergleich der simulierten Befallshäufigkeit (durchgezogene Linie) mit der bonitierten Befallshäufigkeit (Punkte) von Roggenbraunrost auf dem Fahrenblatt. A: Wetterstation Herxheimweyher 2002/03, Sorte Avanti, korrekte Prognose; B: Wetterstation Eich 2004/05, Sorte Boresto, Überschätzung des Befalls; C: Wetterstation Angermünde 2004/05, Sorte Askari, Unterschätzung des Befalls

Die zweite Methode ist eine statistische Validierung mit Hilfe des Kolmogorov-Smirnov-Tests für die Güte der Anpassung. Auch hier wurden die simulierten Daten mit den erhobenen Daten verglichen. Die Verrechnung der Daten fand mit dem Programm XLSTAT (7.5) statt.

Die dritte Methode ist ebenfalls eine statistische Methode. Mit Hilfe der Regressionsanalyse wurde der Modelloutput (abhängige Variable) mit den Boniturdaten (unabhängige Variable) verglichen (Abb. 42). Dann wurden die Eigenschaften des linearen Modells überprüft. Für jede lineare Regression, die aus den simulierten und erhobenen Daten entstanden ist, wurde die Nullhypothese, dass der Parameter a gleich 0 und die Steigung (Parameter b) gleich 1 ist mit Hilfe eines Student t-Tests überprüft.

$$t_a = (a - 0) / S.E._a \quad [9]$$

$$t_b = (b - 1) / S.E._b \quad [10]$$

wobei:

a	= Parameter a
$S.E._a$	= Standardfehler der Regression von a
b	= Parameter b
$S.E._b$	= Standardfehler der Regression von b

Wenn der t-Test für a und b nicht signifikant ist, dann werden beide Nullhypothesen akzeptiert. In einigen Fällen konnte aufgrund der Daten keine statistische Validierung durchgeführt werden. Dies war z. B. der Fall, wenn nur vier Boniturwerte existieren und zwei von diesen Werten Nullwerte sind.

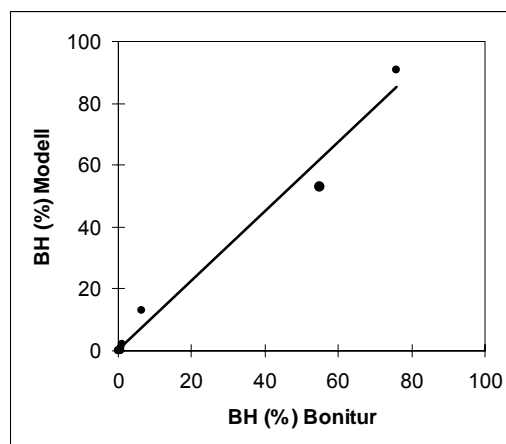


Abbildung 42: Statistische Validierung mit Hilfe einer Regressionsanalyse, Vergleich der simulierten Befallshäufigkeit (durchgezogene Linie) mit der bonitierten Befallshäufigkeit (Punkte) von Braunrost auf dem Fahrenblatt, Wetterstation Schifferstadt 2003/04, Sorte Avanti

Zusätzlich wurde noch der Zeitpunkt des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle getestet. Aufgrund der bundesweit unterschiedlichen Bekämpfungsschwellen wurde als Basis die rheinland-pfälzische Bekämpfungsschwelle für Braunrost (10 % BH auf der Blatttage F-2) genutzt. Auch hier wurden die Erhebungsdaten mit den simulierten Daten verglichen. Lag die Abweichung zwischen der bonitierten Befallshäufigkeit von 10 % und der simulierten Befallshäufigkeit von 10 % in der Zeitspanne ± 7 Tage wurde die Prognose als korrekt bezeichnet.

Die Entfernung zur nächstgelegenen Wetterstation kann das Prognoseergebnis stark beeinflussen. Ist die Entfernung des Schlages zur Wetterstation sehr groß, kann es zur Fehlprognose kommen. In Abbildung 43 ist die Entfernung der Winterroggenfelder zur Wetterstation dargestellt. Im Mittel sind die Felder ca. 8,3 km von der nächstgelegenen Wetterstation entfernt. In 50 % der Fälle liegt die Wetterstation zwischen 2 und 10 km und in 90 % der Fälle zwischen 0,1 und 20 km vom Schlag entfernt.

Beim Winterweizen beträgt die durchschnittliche Entfernung zur Wetterstation 5,2 km. In 50 % der Fälle liegen die Felder zwischen 1 und 10 km von der Wetterstation entfernt und in 90 % der Fälle beträgt die Entfernung zur Wetterstation zwischen 0,1 und 11 km (Abb. 44).

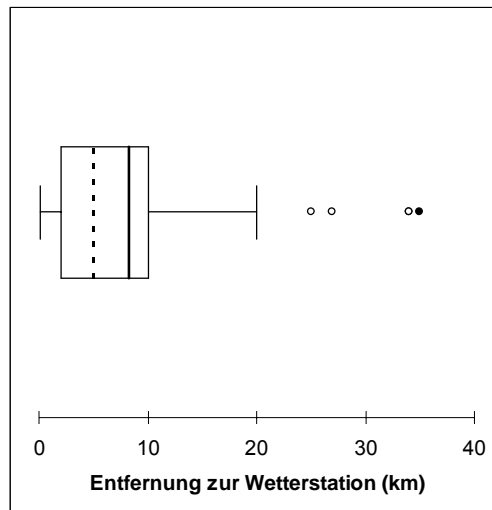


Abbildung 43: Box-Plot Statistik der Entfernung (km) der Winterroggen-Validierungsflächen zur nächstgelegenen Wetterstation (Rechteck: 50 % der Daten, gestrichelte Linie: Median, durchgezogene Linie: Mittelwert, Punkte: Ausreißer)

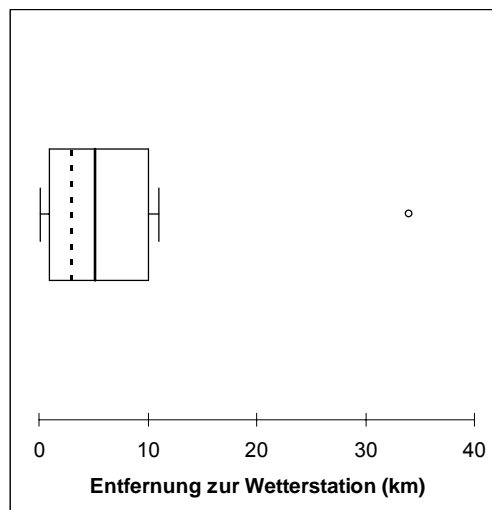


Abbildung 44: Box-Plot Statistik der Entfernung (km) der Winterweizen-Validierungsflächen zur nächstgelegenen Wetterstation (Rechteck: 50 % der Daten, gestrichelte Linie: Median, durchgezogene Linie: Mittelwert, Punkte: Ausreißer)

6.3 Ergebnisse

6.3.1 Validierung des Modells PUCREC

6.3.1.1 Blatttage F

Wie man in Abbildung 45 erkennen kann, war bei der visuellen Validierung die Prognose der Befallshäufigkeit auf dem Fahnenblatt in 74 % der Fälle korrekt. 18 % der Fälle wurden überschätzt und in 8 % der Fälle kam es zu einer Unterschätzung der Befallshäufigkeit. Beim Kolmogorov-Smirnov-Test konnte in 96 % der Fälle kein signifikanter Unterschied zwischen den Felddaten und den Modelldaten festgestellt werden. Bei den Regressionsanalysen war in 7 % der Fälle der t_a - Wert signifikant und in 41 % der Fälle der t_b - Wert.

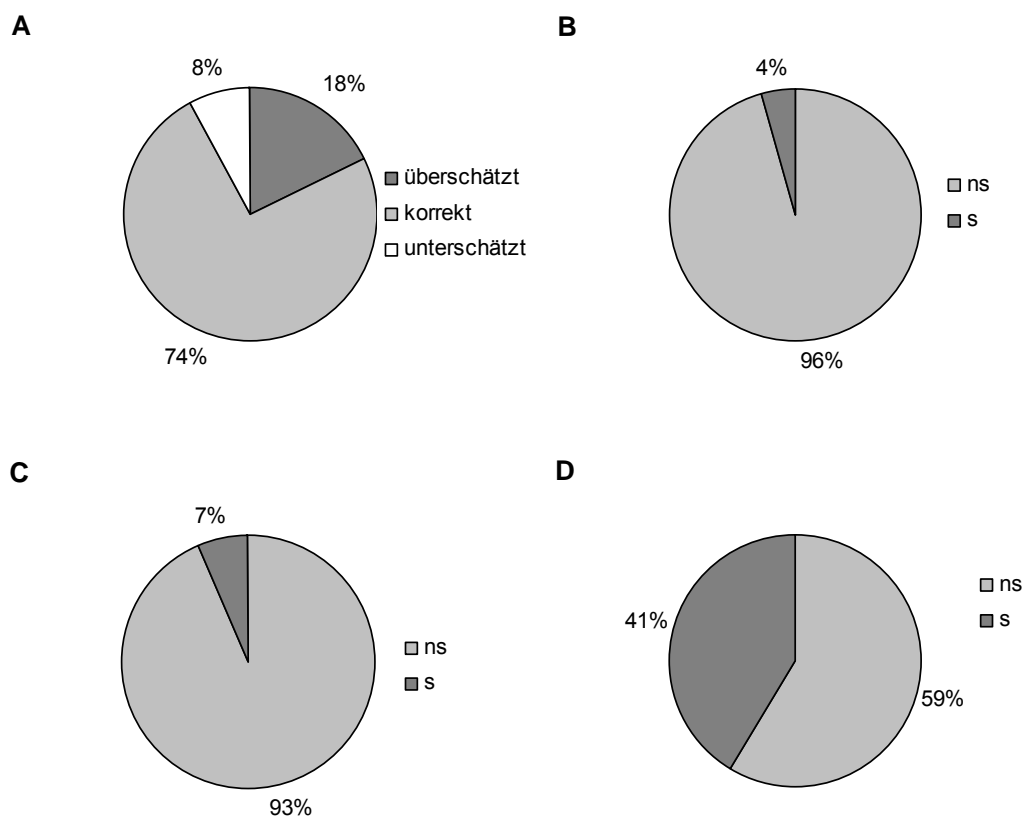


Abbildung 45: Validierungsergebnisse des Modells PUCREC für Rostepidemien auf dem Fahnenblatt 2002/03 bis 2005/06 (A = visuelle Validierung, n = 51; B = Kolmogorov-Smirnov-Test, n = 46; C = Test des Achsenabschnitts a der Regressionsanalyse (t_a), n = 46; D = Test der Steigung b der Regressionsanalyse (t_b), n = 46; ns = nicht signifikant; s = signifikant)

In Tabelle 43 sind die Einzelergebnisse der bundesweiten Validierungsstandorte aufgeführt. An den Standorten Mainz kam es im Jahr 2002/03 zu einer Überschätzung der Befallshäufigkeit auf dem Fahnenblatt (Tab.43). Die Felddaten wurden an den letzten beiden Boniturterminen überschätzt. Zu diesem Zeitpunkt befand sich der Getreidebestand im Entwicklungsstadium 73 und 83 und es kann keine Bekämpfung mehr durchgeführt werden. Deshalb ist die Überschätzung der

Daten durch das Modell nur von untergeordneter Bedeutung. Aufgrund des großen b Wertes und des kleinen Standardfehlers der Regression konnte an diesen Standorten ein signifikanter t_b -Wert festgestellt werden. Ein kleiner Standardfehler der Regression kann einen hohen, signifikanten t_b -Wert zur Folge haben.

Im Jahr 2003/04 war an den Standorten Herxheim und Bingen der t_b -Wert signifikant. Dies ist auf den niedrigen Befall in diesem Jahr zurückzuführen. Beträgt die BH z. B. 2 % und das Modell simuliert nur 0,8 %, ist die Prognose „korrekt“, aber der t_b -Wert der Steigung ist signifikant.

Am Standort Schifferstadt kommt es teilweise zu einer Überschätzung durch das Modell. Es gibt allerdings auch Fälle, in denen die Prognose am Standort Schifferstadt korrekt ist.

Bei der Sorte Picasso (3) am Standort Schifferstadt liegt keine Übereinstimmung zwischen Felddaten und simulierten Daten vor, was der Kolmogorov-Smirnov-Test bestätigt.

An den Standorten Mainz werden die Felddaten unterschätzt. Allerdings werden die Daten erst ab Mitte Juni unterschätzt, so dass zu diesem Zeitpunkt die Unterschätzung aufgrund des fortgeschrittenen Entwicklungsstadiums keinen Einfluss auf eine Bekämpfungsentscheidung hat.

Im Jahr 2004/05 kommt es an den Standorten Angermünde und Halle zu einer Unterschätzung der Befallshäufigkeit durch das Modell PUCREC. In Halle kann die große Entfernung zur Wetterstation (34 km) ein möglicher Grund für die Unterschätzung des Befalls sein. In Angermünde gibt es keine Erklärung für die Unterschätzung. Am Standort Eich wird der Befall bei der Sorte Boresto überschätzt. Gründe für die Überschätzung können nicht genannt werden. Am Standort Rommersheim ist der t_b -Wert signifikant.

Am Standort Schifferstadt wurde der Befall überschätzt. Bei einer Überschätzung des Befalls an einem Standort mit früher Aussaat und idealen Infektionsbedingungen im Herbst kommt es zu einer Überbewertung der Herbstinfektionen durch das Modell.

Im Jahr 2005/06 kam es an den Standorten Eich und Dötlingen zu einer Überschätzung des Befalls. Auch hier sind die Überbewertungen der Herbstinfektionen Gründe für die Überschätzung durch das Modell. An den restlichen Standorten war die Übereinstimmung zwischen den erhobenen Daten und den simulierten Daten zufrieden stellend.

Tabelle 43: Ergebnisse der visuellen Validierung, des Kolmogorov-Smirnov-Tests und der Regressionsanalysen des Modells PUCREC für Rostepidemien auf dem Fahnenblatt in den Jahren 2002/03 bis 2005/06 bei verschiedenen Sorten und Wetterstationen

Aussaat-jahr	Bundes-land	Sorte	Wetterstation	Visuell	K ⁴	t_a	t_b	R ²
2002	RP	Picasso (1)	Mainz	über ¹	ns ⁵	ns	s ⁶	0,97
2002	RP	Picasso (2)	Mainz	über	ns	ns	s	0,96
2002	RP	Avanti	Herxheim	kor ²	ns	ns	ns	0,99
2002	RP	Matador	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,97
2002	RP	Nikita	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,91
2002	RP	Picasso	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,99
2002	RP	Nikita (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,81
2002	RP	Nikita (2)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,82
2002	RP	Picasso	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,82
2002	RP	Boresto	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,96

2002	RP	Plato	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,93
2002	RP	Treviso	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,96
2003	ST	Picasso	Seehausen	kor			⁷	
2003	ST	Picasso	Wittenberg	kor			-	
2003	ST	Picasso	Magdeburg	kor			-	
2003	ST	Picasso	Gardelegen	kor			-	
2003	SN	Avanti	Leipzig	kor			-	
2003	TH	Picasso	Bollberg	kor	ns	ns	ns	0,93
2003	RP	Avanti	Herxheim	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Picasso	Herxheim	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Nikita	Herxheim	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Fernando	Herxheim	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Boresto	Bingen	kor	ns	ns	s	0,89
2003	RP	Picasso	Bingen	kor	ns	ns	s	0,41
2003	RP	Avanti	Bingen	kor	ns	ns	s	0,87
2003	RP	Plato	Bingen	kor	ns	ns	s	0,87
2003	RP	Picasso (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,85
2003	RP	Picasso (2)	Schifferstadt	über	ns	ns	s	0,78
2003	RP	Avanti (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,98
2003	RP	Picasso (3)	Schifferstadt	über	s	ns	s	0,99
2003	RP	Avanti (2)	Schifferstadt	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Picasso	Mainz	unter ³	ns	ns	s	0,90
2003	RP	Treviso	Mainz	unter	ns	ns	s	0,91
2004	BY	Fernando	Großbreitenbronn	kor	ns	ns	ns	0,99
2004	BB	Askari	Angermünde	unter	ns	ns	ns	0,72
2004	ST	Askari	Halle	unter	ns	ns	s	0,72
2004	TH	Picasso	Bollberg	kor	ns	ns	ns	0,94
2004	RP	Boresto	Eich	über	ns	s	ns	0,84
2004	RP	Plato	Eich	kor	ns	ns	ns	0,91
2004	RP	Boresto	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,94
2004	RP	Plato	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,96
2004	RP	Picasso (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,91
2004	RP	Avanti (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	s	0,96
2004	RP	Picasso (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,81
2004	RP	Avanti (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,94
2004	RP	Avanti	Schifferstadt	über	ns	ns	ns	0,63
2004	RP	Picasso	Schifferstadt	über	ns	ns	ns	0,63
2005	ST	Recrut	Lüchow	kor	ns	ns	ns	0,99
2005	RP	Picasso	Eich	über	ns	s	s	0,65
2005	TH	Fernando	Bollberg	kor	ns	ns	ns	0,99
2005	NI	Askari	Dötlingen	über	s	s	s	0,62

¹kor = korrekt; ²über = überschätzt; ³unter = unterschätzt; ⁴K = Kolmogorov-Smirnov-Test

⁵ns = nicht signifikant; ⁶s = signifikant; ⁷- = keine statistische Auswertung möglich

6.3.1.2 Blatttage F-1

In 86 % der Fälle war die visuelle Validierung der Befallshäufigkeit auf der Blatttage F-1 korrekt. In 12 % der Fälle kam es zu einer Überschätzung des Befalls und in 2 % der Fälle wurde der Befall unterschätzt. Bei dem Kolmogorov-Smirnov-Test konnte in 98 % der Fälle keine signifikanten Unterschiede zwischen den Felddaten und den Modelldaten festgestellt werden. Bei den Regressionsanalysen konnte in 9 % der Fälle ein signifikanter t_a -Wert und in 23 % der Fälle ein signifikanter t_b -Wert festgestellt werden (Abb. 46).

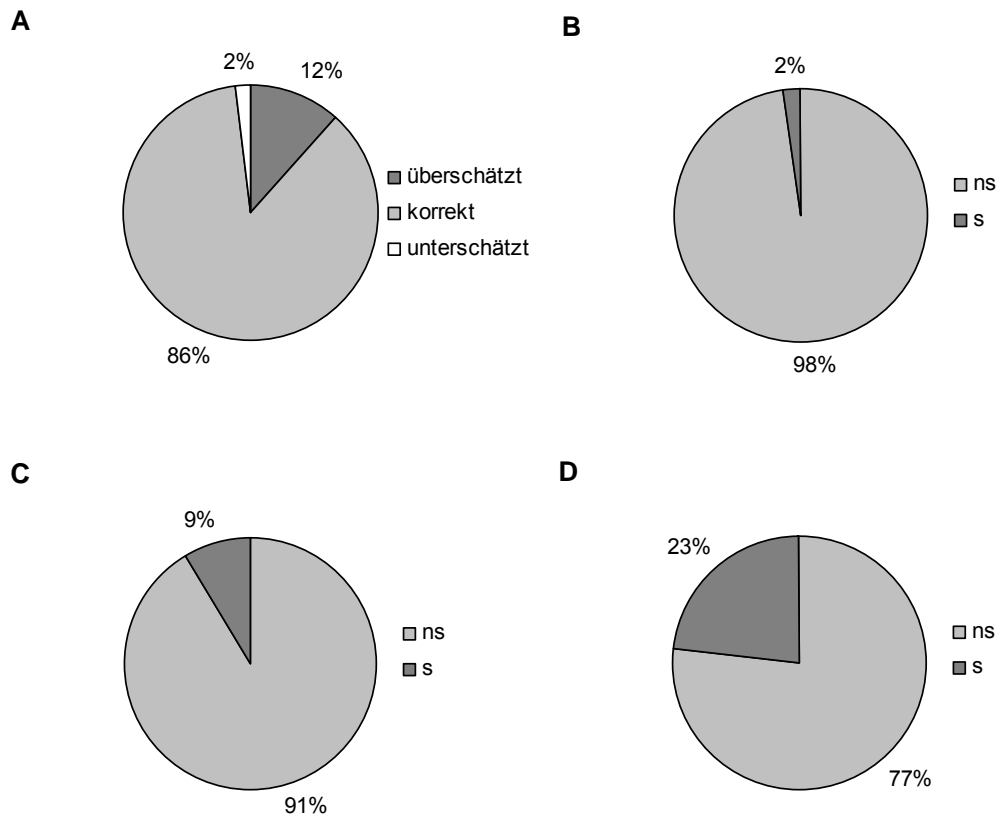


Abbildung 46: Validierungsergebnisse des Modells PUCREC für Rostepidemien auf der Blatttage F-1 2002/03 bis 2005/06 (A = visuelle Validierung, n = 51; B = Kolmogorov-Smirnov-Test, n = 47; C = Test des Achsenabschnitts a der Regressionsanalyse (t_a), n = 47; D = Test der Steigung b der Regressionsanalyse (t_b), n = 47; ns = nicht signifikant; s = signifikant)

Betrachtet man die Standorte im Detail konnte, im Jahr 2002/03 eine gute Übereinstimmung zwischen den erhobenen Daten und den simulierten Daten festgestellt werden (Tab. 44). Sowohl die visuelle Validierung als auch die statistische Validierung ergaben zufrieden stellende Ergebnisse.

Im Jahr 2003/04 kam es am Standort Herxheim bei der Sorte Nikita zu einer Überschätzung. Es wurden die letzten beiden Boniturtermine (Mitte, Ende Juni) überschätzt. Am selben Standort wurde der Befall auf der Blatttage F-1 bei der Sorte Fernando unterschätzt. Die Modellprognose war ca. 7 bis 10 Tage zu spät. Die Sorten Picasso und Avanti wurden am Standort Herxheim korrekt prognostiziert.

An den Standorten Herxheim, Bingen, Schifferstadt und Mainz konnten signifikante t_b -Werte festgestellt werden.

Im Jahr 2004/05 wurde der Befall an den Standorten Eich und Schifferstadt überschätzt. Möglicherweise ist in Eich die niedrige Anfälligkeit der Sorte Boresto ein Grund für die Überschätzung des Modells. Allerdings wurde am selben Standort auch die niedrig anfällige Sorte Plato angebaut und es kam zu keiner Überschätzung der Befallshäufigkeit mit dem Modell

PUCREC. In Schifferstadt kann die Überbewertung der Herbstinfektionen durch das Modell eine mögliche Ursache für die Überschätzung des Befalls durch das Modell sein.

Die Überbewertungen der Herbstinfektionen sind auch mögliche Gründe für die Überschätzung der Befallshäufigkeit auf der Blatttage F-1 an den Standorten Eich und Dötlingen im Jahr 2005/06 (Tab. 44).

An den restlichen Standorten war die Prognose der Befallshäufigkeit zufrieden stellend.

Tabelle 44: Ergebnisse der visuellen Validierung, des Kolmogorov-Smirnov-Tests und der Regressionsanalysen des Modells PUCREC für Rostepidemien auf der Blatttage F-1 in den Jahren 2002/03 bis 2005/06 bei verschiedenen Sorten und Wetterstationen

Aussaatjahr	Bundesland	Sorte	Wetterstation	Visuell	K ⁴	t _a	t _b	R ²
2002	RP	Picasso (1)	Mainz	kor ¹	ns ⁵	ns	ns	0,85
2002	RP	Picasso (2)	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,88
2002	RP	Avanti	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,97
2002	RP	Matador	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,95
2002	RP	Nikita	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,89
2002	RP	Picasso	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,98
2002	RP	Nikita (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,88
2002	RP	Nikita (2)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,89
2002	RP	Picasso	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,90
2002	RP	Boresto	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,95
2002	RP	Plato	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,96
2002	RP	Treviso	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,92
2003	ST	Picasso	Seehausen	kor		-		
2003	ST	Picasso	Wittenberg	kor		-		
2003	ST	Picasso	Magdeburg	kor	ns	ns	ns	0,99
2003	ST	Picasso	Gardelegen	kor		-		
2003	SN	Avanti	Leipzig	kor		-		
2003	TH	Picasso	Bollberg	kor	ns	ns	ns	0,94
2003	RP	Avanti	Herxheim	kor	ns	ns	s ⁶	0,99
2003	RP	Picasso	Herxheim	kor	ns	ns	s	0,76
2003	RP	Nikita	Herxheim	über ²	ns	ns	s	0,82
2003	RP	Fernando	Herxheim	unter ³	ns	ns	s	0,86
2003	RP	Boresto	Bingen	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Picasso	Bingen	kor	ns	s	s	0,72
2003	RP	Avanti	Bingen	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Plato	Bingen	kor	ns	ns	s	0,91
2003	RP	Picasso (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,99
2003	RP	Picasso (2)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,90
2003	RP	Avanti (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,91
2003	RP	Picasso (3)	Schifferstadt	kor	ns	ns	s	0,96
2003	RP	Avanti (2)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,99
2003	RP	Picasso	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,99
2003	RP	Treviso	Mainz	kor	ns	ns	s	0,98
2004	BY	Fernando	Großbreitenbronn	kor	ns	ns	ns	0,97
2004	BB	Askari	Angermünde	kor	ns	ns	ns	0,91
2004	ST	Askari	Halle	kor	ns	ns	ns	0,85
2004	TH	Picasso	Bollberg	kor	ns	ns	ns	0,85
2004	RP	Boresto	Eich	über	ns	ns	ns	0,93
2004	RP	Plato	Eich	kor	ns	ns	ns	0,85
2004	RP	Boresto	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,76
2004	RP	Plato	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,84
2004	RP	Picasso (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,86
2004	RP	Avanti (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,98

2004	RP	Picasso (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,96
2004	RP	Avanti (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,98
2004	RP	Avanti	Schifferstadt	über	s	s	s	0,66
2004	RP	Picasso	Schifferstadt	über	ns	s	ns	0,36
2005	ST	Recrut	Lüchow	kor	ns	ns	ns	0,99
2005	NI	Askari	Dötlingen	über	ns	ns	ns	0,51
2005	RP	Picasso	Eich	über	ns	s	ns	0,30
2005	TH	Fernado	Bollberg	kor	ns	ns	ns	0,99

¹kor = korrekt; ²über = überschätzt; ³unter = unterschätzt; ⁴K = Kolmogorov-Smirnov-Test

⁵ns = nicht signifikant; ⁶s = signifikant; ⁷- = keine statistische Auswertung möglich

6.3.1.3 Blatttage F-2

In 84 % der Fälle konnte bei der visuellen Validierung eine Übereinstimmung zwischen simulierten und bonitierten Daten festgestellt werden (Abb. 47). In 10 % der Fälle wurde die Befallshäufigkeit auf der Blatttage F-2 überschätzt und in 6 % der Fälle kam es zu einer Unterschätzung des Befalls. Beim Kolmogorov-Smirnov-Test konnten in 96 % der Fälle keine signifikanten Unterschiede zwischen Felddaten und Modelldaten festgestellt werden. Bei der Regressionsanalyse konnten in 9 % der Fälle signifikante t_a -Werte und in 32 % der Fälle signifikante t_b -Werte festgestellt werden.

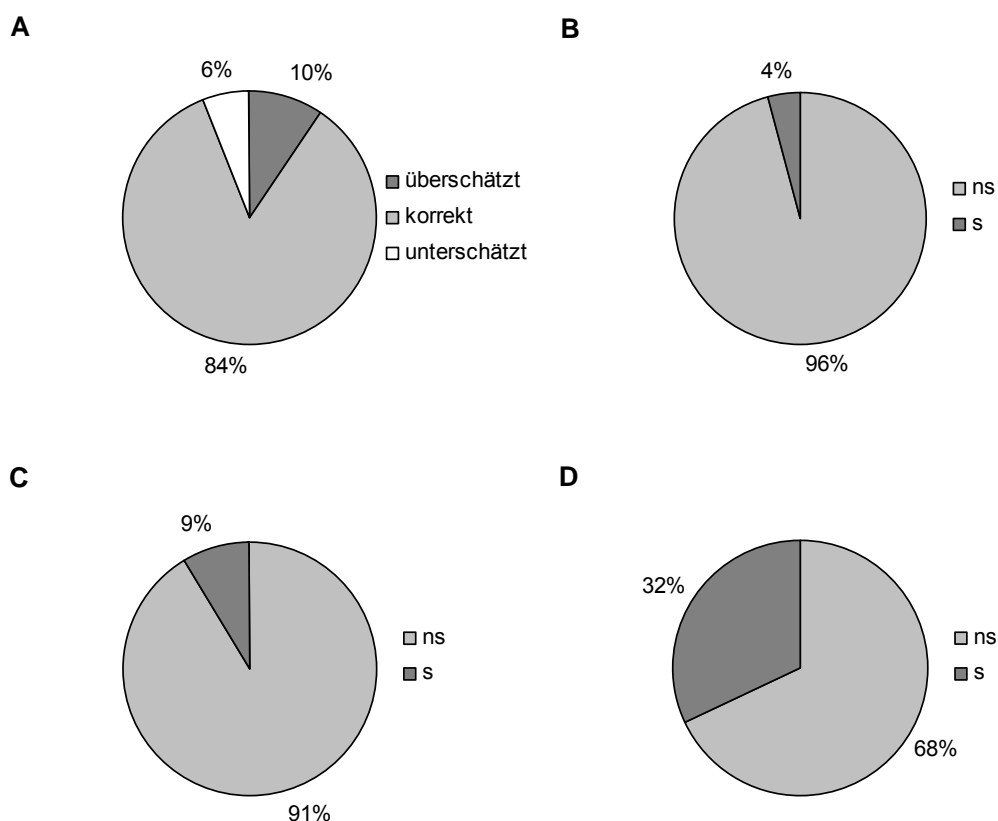


Abbildung 47: Validierungsergebnisse des Modells PUCREC für Rostepidemien auf der Blatttage F-2 2002/03 bis 2005/06 (A = visuelle Validierung, n = 51; B = Kolmogorov-Smirnov-Test, n = 47; C = Test des Achsenabschnitts a der Regressionsanalyse (t_a), n = 47; D = Test der Steigung b der Regressionsanalyse (t_b), n = 47; ns = nicht signifikant; s = signifikant)

Im Jahr 2002/03 konnte an allen Standorten eine gute Übereinstimmung zwischen simulierten Daten und Felddaten festgestellt werden. Lediglich bei der Sorte Plato am Standort Mainz war der t_b -Wert signifikant (Tab. 45).

Im Jahr 2003/04 wurde an dem Standort Herxheim der Befall auf den Sorten Picasso und Fernando unterschätzt. Am selben Standort wurde der Befall auf den Sorten Avanti und Nikita korrekt geschätzt.

Auch am Standort Bingen wurde der Befall auf der Sorte Avanti unterschätzt. Allerdings wurden nur die letzten beiden Boniturtermine (ab Mitte Juni) unterschätzt. An den Standorten Herxheim, Bingen und Schifferstadt konnten signifikante t_b -Werte festgestellt werden. Eine mögliche Ursache für die signifikanten Werte kann der niedrige Befall sein.

Im Jahr 2004/05 gab es beim Kolmogorov-Smirnov-Test am Standort Großenbreitenbronn signifikante Unterschiede zwischen den Versuchsdaten und den Felddaten. Dies ist auf den niedrigen Befall an diesem Standort zurückzuführen. Aufgrund vieler Boniturwerte mit einer Befallshäufigkeit von 0 % kommt es zu signifikanten Unterschieden. Weiterhin wurde der Befall an den Standorten Eich und Schifferstadt überschätzt. Ein möglicher Grund für die Überschätzung kann die Überbewertung der Herbstinfektionen durch das Modell sein.

Das ist auch der Grund für die Überschätzung des Befalls an den Standorten Eich und Dötlingen im Jahr 2005/06. Am Standort Lüchow ist der t_b -Wert signifikant.

An allen anderen Standorten war die Prognose der Befallshäufigkeit auf der Blatttage F-2 mit dem Modell PUCREC zufrieden stellend.

Tabelle 45: Ergebnisse der visuellen Validierung, des Kolmogorov-Smirnov-Tests und der Regressionsanalysen des Modells PUCREC für Rostepidemien auf der Blatttage F-2 in den Jahren 2002/03 bis 2005/06 bei verschiedenen Sorten und Wetterstationen

Aussaatjahr	Bundesland	Sorte	Wetterstation	Visuell	K ⁴	t_a	t_b	R ²
2002	RP	Picasso (1)	Mainz	kor ¹	ns ⁵	ns	ns	0,79
2002	RP	Picasso (2)	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,77
2002	RP	Avanti	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,91
2002	RP	Matador	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,96
2002	RP	Nikita	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,91
2002	RP	Picasso	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,96
2002	RP	Nikita (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,93
2002	RP	Nikita (2)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,91
2002	RP	Picasso	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,90
2002	RP	Boresto	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,88
2002	RP	Plato	Mainz	kor	ns	ns	s ⁶	0,98
2002	RP	Treviso	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,91
2003	ST	Picasso	Seehausen	kor			- ⁷	
2003	ST	Picasso	Wittenberg	kor			-	
2003	ST	Picasso	Magdeburg	kor			-	
2003	ST	Picasso	Gardelegen	kor	ns	ns	s	0,94
2003	SN	Avanti	Leipzig	kor	ns	ns	s	0,97
2003	TH	Picasso	Bollberg	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Avanti	Herxheim	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Picasso	Herxheim	unter ²	ns	ns	s	0,76
2003	RP	Nikita	Herxheim	kor	ns	ns	s	0,97

2003	RP	Fernando	Herxheim	unter	ns	ns	s	0,63
2003	RP	Boresto	Bingen	kor	ns	ns	s	0,94
2003	RP	Picasso	Bingen	kor	ns	s	s	0,75
2003	RP	Avanti	Bingen	unter	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Plato	Bingen	kor			-	
2003	RP	Picasso (1)	Schifferstadt	kor	ns	s	ns	0,99
2003	RP	Picasso (2)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,94
2003	RP	Avanti (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,63
2003	RP	Picasso (3)	Schifferstadt	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Avanti (2)	Schifferstadt	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Picasso	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,58
2003	RP	Treviso	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,98
<hr/>								
2004	BY	Fernando	Großbreitenbronn	kor	s	ns	ns	0,99
2004	BB	Askari	Angermünde	kor	ns	ns	ns	0,84
2004	ST	Askari	Halle	kor	ns	ns	ns	0,98
2004	TH	Picasso	Bollberg	kor	ns	ns	ns	0,91
2004	RP	Boresto	Eich	über ³	ns	ns	ns	0,85
2004	RP	Plato	Eich	kor	ns	ns	ns	0,97
2004	RP	Boresto	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,77
2004	RP	Plato	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,75
2004	RP	Picasso (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,84
2004	RP	Avanti (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,90
2004	RP	Picasso (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,97
2004	RP	Avanti (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,98
2004	RP	Picasso	Schifferstadt	über	s	s	s	0,63
2004	RP	Avanti	Schifferstadt	über	ns	s	ns	0,24
<hr/>								
2005	ST	Recrut	Lüchow	kor	ns	ns	s	0,99
2005	NI	Askari	Dötlingen	über	ns	ns	ns	0,55
2005	RP	Picasso	Eich	über	ns	ns	ns	0,44
2005	TH	Fernado	Bollberg	kor	ns	ns	ns	0,98

¹kor = korrekt; ²unter = unterschätzt; ³über = überschätzt; ⁴K = Kolmogorov-Smirnov-Test

⁵ns = nicht signifikant; ⁶s = signifikant; ⁷- = keine statistische Auswertung möglich

6.3.1.4 Blatttage F-3

In 80 % der Fälle konnte bei der visuellen Validierung eine Übereinstimmung zwischen simulierten und bonitierten Daten festgestellt werden und in 20 % der Fälle fand eine Überschätzung statt. Beim Kolmogorov-Smirnov Test konnte in 9 % der Fälle signifikante Unterschiede zwischen den Felddaten und den simulierten Daten festgestellt werden. Bei der Regressionsanalyse war in 12 % der Fälle der t_a -Wert und in 21 % der Fälle der t_b -Wert signifikant (Abb. 48).

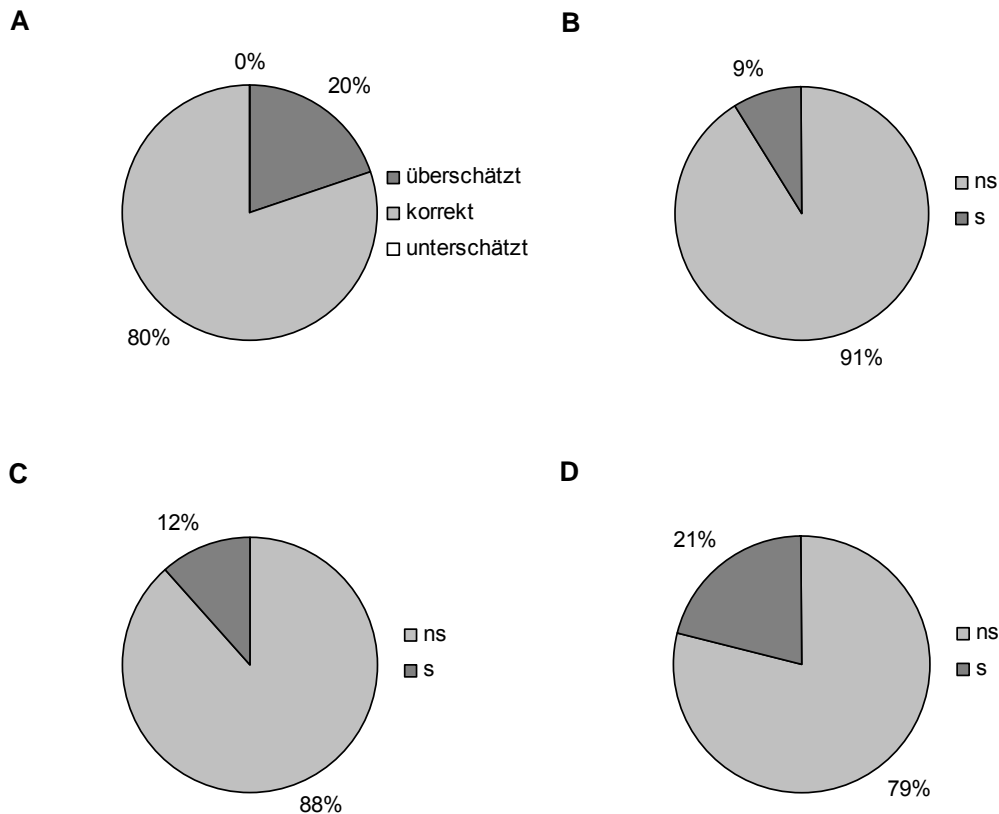


Abbildung 48: Validierungsergebnisse des Modells PUCREC für Rostepidemien auf der Blatttage F-3 2002/03 bis 2005/06 (A = visuelle Validierung, n = 51; B = Kolmogorov-Smirnov-Test, n = 33; C = Test des Achsenabschnitts a der Regressionsanalyse (t_a), n = 33; D = Test der Steigung b der Regressionsanalyse (t_b), n = 33; ns = nicht signifikant; s = signifikant)

Betrachtet man die Standorte einzeln, war im Jahr 2002/03 die Prognose der Befallshäufigkeit auf der Blatttage F-3 zufrieden stellend (Tab. 46). Sowohl bei der visuellen Validierungsmethode, als auch bei den statistischen Validierungsmethoden konnte eine gute Übereinstimmung zwischen erhobenen Daten und simulierten Werte festgestellt werden. Lediglich am Standort Mainz bei der Sorte Treviso konnten signifikante t_b -Werte festgestellt werden.

Im Jahr 2003/04 wurde am Standort Schifferstadt bei den Sorten Picasso (1) und Picasso (2) der Befall überschätzt. An diesem Standort konnten auch beim Kolmogorov-Smirnov-Test signifikante Unterschiede zwischen Felddaten und Modelldaten festgestellt werden.

Des Weiteren wurden noch signifikante t_b -Werte an den Standorten Leipzig, Bollberg und Schifferstadt festgestellt.

Im Jahr 2004/05 wurde der Befall an den Standorten Herxheim, Eich und Schifferstadt überschätzt. In Schifferstadt ist die Überbewertung der Herbstinfektionen Ursache für die Überschätzung des Befalls. Für die Standorte Eich und Herxheim können keine Gründe für eine Überschätzung des Befalls genannt werden. Signifikante t_b -Werte konnten an den Standorten Angermünde und Halle festgestellt werden.

Im Jahr 2005/06 wurde die Befallshäufigkeit an den Standorten Eich und Dötlingen überschätzt. An den restlichen Standorten lag eine gute Übereinstimmung zwischen Felddaten und simulierten Daten vor.

Tabelle 46: Ergebnisse der visuellen Validierung, des Kolmogorov-Smirnov-Tests und der Regressionsanalysen des Modells PUCREC für Rostepidemien auf der Blattetage F-3 in den Jahren 2002/03 bis 2005/06 bei verschiedenen Sorten und Wetterstationen

Aussaatjahr	Bundesland	Sorte	Wetterstation	Visuell	K ³	t _a	t _b	R ²
2002	RP	Picasso (1)	Mainz	kor ¹	ns ⁴	ns	ns	0,64
2002	RP	Picasso (2)	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,80
2002	RP	Avanti	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,87
2002	RP	Matador	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,94
2002	RP	Nikita	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,79
2002	RP	Picasso	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,83
2002	RP	Nikita (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,88
2002	RP	Nikita (2)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,80
2002	RP	Picasso	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,91
2002	RP	Boresto	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,90
2002	RP	Plato	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,79
2002	RP	Treviso	Mainz	kor	ns	ns	s ⁵	0,97
2003	ST	Picasso	Seehausen	kor	ns	s	ns	0,81
2003	ST	Picasso	Wittenberg	kor			- ⁶	
2003	ST	Picasso	Magdeburg	kor			-	
2003	ST	Picasso	Gardelegen	kor	ns	ns	ns	0,99
2003	SN	Avanti	Leipzig	kor	ns	ns	s	0,96
2003	TH	Picasso	Bollberg	kor	ns	ns	s	0,99
2003	RP	Avanti	Herxheim	kor			-	
2003	RP	Picasso	Herxheim	kor			-	
2003	RP	Nikita	Herxheim	kor			-	
2003	RP	Fernando	Herxheim	kor			-	
2003	RP	Boresto	Bingen	kor			-	
2003	RP	Picasso	Bingen	kor			-	
2003	RP	Avanti	Bingen	kor			-	
2003	RP	Plato	Bingen	kor			-	
2003	RP	Picasso (1)	Schifferstadt	über ²	s	ns	ns	0,84
2003	RP	Picasso (2)	Schifferstadt	über	s	ns	ns	0,11
2003	RP	Avanti (1)	Schifferstadt	kor	ns	ns	s	0,45
2003	RP	Picasso (3)	Schifferstadt	kor	ns	ns	ns	0,90
2003	RP	Avanti (2)	Schifferstadt	kor	ns	s	s	0,45
2003	RP	Picasso	Mainz	kor			-	
2003	RP	Treviso	Mainz	kor			-	
2004	BY	Fernando	Großbreitenbronn	kor			-	
2004	BB	Askari	Angermünde	kor	ns	ns	s	0,99
2004	ST	Askari	Halle	kor	ns	ns	s	0,99
2004	TH	Picasso	Bollberg	kor			-	
2004	RP	Boresto	Eich	über	ns	s	ns	0,79
2004	RP	Plato	Eich	über	ns	s	ns	0,94
2004	RP	Boresto	Herxheim	über			-	
2004	RP	Plato	Herxheim	über			-	
2004	RP	Picasso (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,71
2004	RP	Avanti (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,74
2004	RP	Picasso (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,86
2004	RP	Avanti (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,55
2004	RP	Avanti	Schifferstadt	über	s	ns	ns	0,48
2004	RP	Picasso	Schifferstadt	über	ns	ns	ns	0,23

2005	ST	Recrut	Lüchow	kor	ns	ns	ns	0,82
2005	NI	Askari	Dötlingen	über	ns	ns	ns	0,91
2005	RP	Picasso	Eich	über			-	
2005	TH	Fernado	Bollberg	kor			-	

¹kor = korrekt; ²über = überschätzt; ³K = Kolmogorov-Smirnov-Test; ⁴ns = nicht signifikant;

⁵s = signifikant; ⁶- = keine statistische Auswertung möglich

An den Standorten Schifferstadt 2004/05, Eich 2004/05 Sorte Boresto, Eich 2005/06 und Dötlingen 2005/06 wurde auf allen Blatttagen die Befallshäufigkeit überschätzt. Ein möglicher Grund für die Überschätzung an diesen Standorten ist die Überbewertung der Herbstinfektionen durch das Modell. Allerdings gab es auch Standorte, an denen die Befallshäufigkeit nur auf der Blatttage F-3 überschätzt wurde (z. B. Schifferstadt 2003/04 Sorten Picasso (1) und (2); Herxheim 2004/05 Sorten Boresto und Plato), oder nur auf der Blatttage F-1 (Standort Herxheim 2003/04), oder nur auf dem Fahnenblatt (z. B. Standort Mainz 2002/03 Sorten Picasso (1) und (2), Schifferstadt 2003/04 Sorten Picasso (1) und (3)) und auf den restlichen Blatttagen der Befall korrekt prognostiziert wurde.

Lag eine Unterschätzung der Befallshäufigkeit durch das Modell PUCREC vor, kam es nie an einem Standort zu einer Unterschätzung auf allen Blatttagen, es wurde immer nur die Befallshäufigkeit auf einer oder zwei Blatttagen an diesem Standort unterschätzt.

Vergleicht man die Boniturdaten mit den Modelldaten bezüglich des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle, kann man feststellen, dass in 82 % der Fälle das Modell PUCREC den Zeitpunkt des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle korrekt, in 10 % der Fälle zu früh und in 8 % der Fälle zu spät prognostiziert hat (Abb. 49).

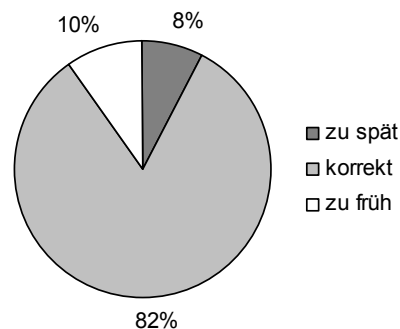


Abbildung 49: Validierungsergebnisse des Modells PUCREC für den Zeitpunkt des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle (10 % BH) auf der Blatttage F-2 (n = 51)

6.3.2 Validierung des Modells PUCTRI

Im Winterweizen war der Braunrostbefall in den Jahren 2002 bis 2004 sehr niedrig. An vielen Standorten konnte kein Rostbefall festgestellt werden. Aufgrund des niedrigen Befalls und der vielen Boniturwerte mit 0 % BH konnte in den meisten Fällen keine statistische Validierung vorgenommen werden.

6.3.2.1 Blatttage F

In 82 % der Fälle konnte bei der visuellen Validierung eine Übereinstimmung zwischen simulierten und bonitierten Daten festgestellt werden und in 18 % der Fälle wurde der Befall überschätzt (Abb. 50). Bei dem Kolmogorov-Smirnov-Test gab es in 95 % der Fälle keine signifikanten Unterschiede zwischen Felddaten und Modelldaten. Bei der Regressionsanalyse war in 5 % der Fälle der t_a -Wert und in 10 % der Fälle der t_b -Wert signifikant.

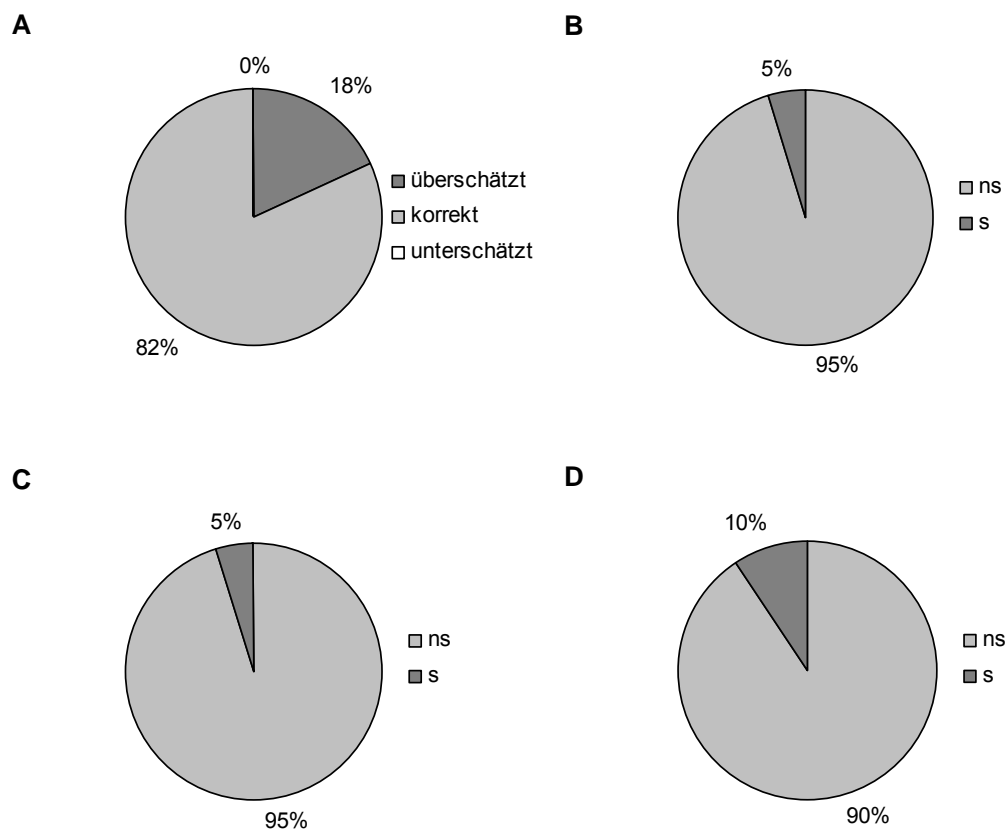


Abbildung 50: Validierungsergebnisse des Modells PUCTRI für Rostepidemien auf dem Fahrenblatt 2002/03 bis 2004/05 (A = visuelle Validierung, n = 38; B = Kolmogorov-Smirnov-Test, n = 21; C = Test des Achsenabschnitts a der Regressionsanalyse (t_a), n = 21; D = Test der Steigung b der Regressionsanalyse (t_b), n = 21; ns = nicht signifikant; s = signifikant)

Betrachtet man sich die einzelnen Standorte im Detail, kann man feststellen, dass im Jahr 2002/03 an dem Standort Eich bei der Sorte Charger eine Überschätzung des Befalls erfolgte (Tab. 47). Das Modell prognostizierte an den letzten drei Boniturterminen (ab Mitte Juni) den Befall ca. 10 Tage zu früh. Da sich der Weizen zu diesem Zeitpunkt schon im BBCH Stadium 75 befand, hat die Überschätzung keinen Einfluss auf den Behandlungszeitpunkt.

Im Jahr 2003/04 wurden die meisten Befallsverläufe korrekt geschätzt. Lediglich an den Standorten Eich und Dornburg konnten signifikante t_b -Werte festgestellt werden.

Im Jahr 2004/05 kam es bei der Sorte Tommi an den Standorten Eich, Herxheim und Rommersheim zu einer Überschätzung des Befalls. Ein möglicher Grund für die Überschätzung des Befalls kann die niedrige Anfälligkeit der Sorte Tommi gegenüber Braunrost sein. Im Vergleich zu den anderen Sorten, war der Rostbefall auf der Sorte Tommi immer deutlich niedriger. Am Standort Großpösna in Sachsen kam es ebenfalls zu einer Überschätzung des Befalls. An diesem Standort wurde auf allen Blattetagen der Braunrostbefall überschätzt. Ein möglicher Grund für eine Überschätzung könnte die Lage der Wetterstation sein. Liegt z. B. die Wetterstation auf einem Hügel und die Felder im Tal, sind die Wetterdaten für die Felder nicht repräsentativ. Im Folgenden wird auf den Standort Großpösna nicht mehr eingegangen.

Auf allen anderen Standorten wurde die Befallshäufigkeit mit dem Modell PUCTRI zufrieden stellend prognostiziert.

Tabelle 47: Ergebnisse der visuellen Validierung, des Kolmogorov-Smirnov-Tests und der Regressionsanalysen des Modells PUCTRI für Rostepidemien auf dem Fahnenblatt in den Jahren 2002/03 bis 2004/05 bei verschiedenen Sorten und Wetterstationen

Aussaatjahr	Bundesland	Sorte	Wetterstation	Visuell	K ³	t_a	t_b	R ²
2002	RP	Contra	Mainz	kor ¹	ns ⁴	ns	ns	0,90
2002	RP	Punch	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,97
2002	RP	Atoll	Eich	kor		-		
2002	RP	Charger	Eich	über ²	ns	ns	ns	0,50
2003	BW	Monopol	Stetten	kor		- ⁶		
2003	BY	Petrus	Frankendorf	kor		-		
2003	BB	Bussard	Doberlug	kor		-		
2003	RP	Contra	Bingen	kor		-		
2003	RP	Dekan	Bingen	kor		-		
2003	RP	Monopol	Bingen	kor		-		
2003	RP	Punch	Bingen	kor		-		
2003	RP	Tommi	Bingen	kor		-		
2003	RP	Cubus (1)	Eich	kor		-		
2003	RP	Cubus (2)	Eich	kor	ns	ns	s ⁵	0,99
2003	TH	Aron	Bad Salzungen	kor		-		
2003	TH	Ludwig	Bollberg	kor	ns	ns	s	0,98
2004	BY	Petrus	Großbreitenbronn	kor		-		
2004	RP	Contra	Eich	kor	ns	ns	ns	0,81
2004	RP	Punch	Eich	kor	ns	ns	ns	0,99
2004	RP	Tommi	Eich	über	ns	ns	ns	0,48
2004	RP	Contra	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,88
2004	RP	Punch	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,80
2004	RP	Tommi	Herxheim	über	ns	ns	ns	0,34
2004	RP	Contra (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,79
2004	RP	Dekan (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,90
2004	RP	Monopol (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,81

2004	RP	Punch (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,88
2004	RP	Tommi (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,45
2004	RP	Contra (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,85
2004	RP	Dekan (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,93
2004	RP	Monopol (2)	Rommersheim	kor	ns	s	ns	0,97
2004	RP	Punch (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,89
2004	RP	Tommi (2)	Rommersheim	über	s	ns	ns	0,46
2004	SN	Bussard	Großpösna	über			-	
2004	SN	Cubus	Großpösna	über			-	
2004	SN	Tiger	Großpösna	über			-	
2004	ST	Drifter	Halle	kor			-	
2004	TH	Dornburg	Drifter	kor			-	

¹kor = korrekt; ²über = überschätzt; ³K = Kolmogorov-Smirnov-Test; ⁴ns = nicht signifikant;

⁵s = signifikant; ⁶- = keine statistische Auswertung möglich

6.3.2.2 Blattetage F-1

Auf der Blattetage F-1 konnte in 76 % der Fälle bei dem visuellen Vergleich von Modell- und Felddaten eine gute Übereinstimmung festgestellt werden (Abb. 51). In 24 % der Fälle überschätzte das Modell den Befall. Beim Kolmogorov-Smirnov-Test kam es in 6 % der Fälle zu einem signifikanten Unterschied zwischen Modell- und Felddaten. Bei der Regressionsanalyse war in 6 % der Fälle der t_a -Wert und in 13 % der Fälle der t_b -Wert signifikant.

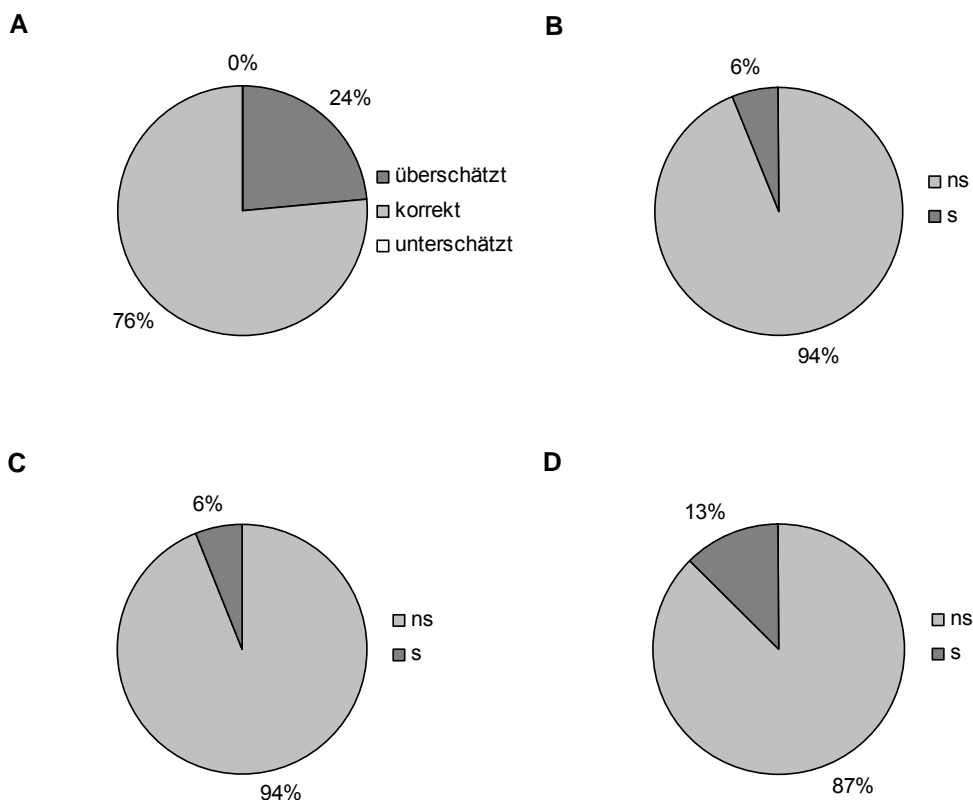


Abbildung 51: Validierungsergebnisse des Modells PUCTRI für Rostepidemien auf der Blattetage F-1 2002/03 bis 2004/05 (A = visuelle Validierung, n = 38; B = Kolmogorov-Smirnov-Test, n = 16; C = Test des Achsenabschnitts a der Regressionsanalyse (t_a), n = 16; D = Test der Steigung b der Regressionsanalyse (t_b), n = 16; ns = nicht signifikant; s = signifikant)

Betrachtet man die einzelnen Standorte im Detail, kann man feststellen, dass in den Jahren 2002/03 und 2003/04 die Übereinstimmung zwischen Felddaten und Modelldaten sehr gut war. In allen Fällen prognostizierte das Modell PUCTRI den Befall zufrieden stellend (Tab. 48).

Im Jahr 2004/05 kam es an den Standorten Eich, Herxheim, Rommersheim und Großpösna zu einer Überschätzung des Befalls. In Eich, Herxheim und Rommersheim wurde immer der Befall auf der niedrig anfälligen Sorte Tommi überschätzt. Möglicherweise ist die geringe Anfälligkeit dieser Sorte gegenüber Braunrost ein Grund für die Überschätzung. Auch auf den Sorten Contra und Punch am Standort Rommersheim kam es zu einer Überschätzung des Befalls. Diese Sorten weisen im Vergleich zu den Sorten Monopol und Dekan ebenfalls eine geringere Anfälligkeit gegenüber Braunrost auf, was Ursache für die Überschätzung des Befalls sein kann. Allerdings wurden am Standort Eich die Befallshäufigkeiten der Sorten Contra und Punch trotz der niedrigeren Anfälligkeit mit dem Modell PUCTRI korrekt geschätzt.

An den übrigen Standorten lag eine gute Übereinstimmung zwischen Felddaten und Modelldaten vor.

Tabelle 48: Ergebnisse der visuellen Validierung, des Kolmogorov-Smirnov-Tests und der Regressionsanalysen des Modells PUCTRI für Rostepidemien auf der Blattetage F-1 in den Jahren 2002/03 bis 2004/05 bei verschiedenen Sorten und Wetterstationen

Aussaatjahr	Bundesland	Sorte	Wetterstation	Visuell	K ³	t _a	t _b	R ²
2002	RP	Contra	Mainz	kor ¹	ns ⁴	ns	ns	0,92
2002	RP	Punch	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,92
2002	RP	Atoll	Eich	kor		ns ⁵		
2002	RP	Charger	Eich	kor		-		
2003	BW	Monopol	Stetten	kor		-		
2003	BY	Petrus	Frankendorf	kor		-		
2003	BB	Bussard	Doberlug	kor		-		
2003	RP	Contra	Bingen	kor		-		
2003	RP	Dekan	Bingen	kor		-		
2003	RP	Monopol	Bingen	kor		-		
2003	RP	Punch	Bingen	kor		-		
2003	RP	Tommi	Bingen	kor		-		
2003	RP	Cubus (1)	Eich	kor		-		
2003	RP	Cubus (2)	Eich	kor		-		
2003	TH	Aron	Bad Salzungen	kor		-		
2003	TH	Ludwig	Dornburg	kor		-		
2004	BY	Petrus	Großbreitenbronn	kor		-		
2004	RP	Contra	Eich	kor	ns	ns	ns	0,97
2004	RP	Punch	Eich	kor	ns	ns	ns	0,89
2004	RP	Tommi	Eich	über ²	ns	ns	ns	0,54
2004	RP	Contra	Herxheim	kor	ns	ns	s ⁶	0,98
2004	RP	Punch	Herxheim	kor	ns	ns	ns	0,88
2004	RP	Tommi	Herxheim	über		-		
2004	RP	Contra (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,84
2004	RP	Dekan (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,99
2004	RP	Monopol (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	s	0,98
2004	RP	Punch (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,73
2004	RP	Tommi (1)	Rommersheim	über		-		
2004	RP	Contra (2)	Rommersheim	über	ns	ns	ns	0,66
2004	RP	Dekan (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,94
2004	RP	Monopol (2)	Rommersheim	kor	ns	s	ns	0,91
2004	RP	Punch (2)	Rommersheim	über	ns	ns	ns	0,94

2004	RP	Tommi (2)	Rommersheim	über	s	ns	ns	0,65
2004	SN	Bussard	Großpösna	über		-		
2004	SN	Cubus	Großpösna	über		-		
2004	SN	Tiger	Großpösna	über		-		
2004	ST	Drifter	Halle	kor		-		
2004	TH	Dornburg	Drifter	kor		-		

¹kor = korrekt; ²über = überschätzt; ³K = Kolmogorov-Smirnov-Test; ⁴ns = nicht signifikant;

⁵- = keine statistische Auswertung möglich; ⁶s = signifikant

6.3.2.3 Blatttage F-2

Auf der Blatttage F-2 konnte in 71 % der Fälle bei der visuellen Validierung eine Übereinstimmung zwischen Modelldaten und Felddaten festgestellt werden (Abb. 52). In 29 % der Fälle kam es zu einer Überschätzung des Befalls durch das Modell PUCTRI. Beim Kolmogorov-Smirnov-Test konnten keine signifikanten Unterschiede zwischen Felddaten und simulierten Daten festgestellt werden. Bei der Regressionsanalyse war der t_a -Wert und der t_b -Wert in keinem Fall signifikant.

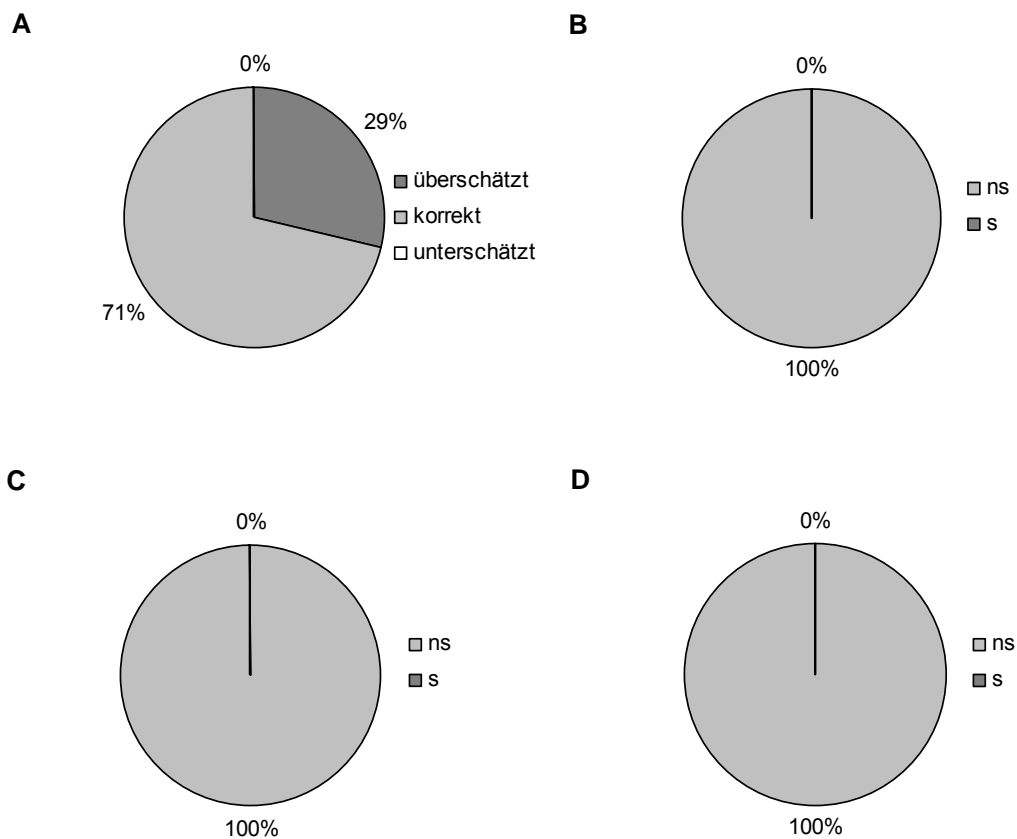


Abbildung 52: Validierungsergebnisse des Modells PUCTRI für Rostepidemien auf der Blatttage F-2 2002/03 bis 2004/05 (A = visuelle Validierung, n = 38; B = Kolmogorov-Smirnov-Test, n = 13; C = Test des Achsenabschnitts a der Regressionsanalyse (t_a), n = 13; D = Test der Steigung b der Regressionsanalyse (t_b), n = 13; ns = nicht signifikant; s = signifikant)

Im Jahr 2002/03 kam es an dem Standort Eich bei der Sorte Charger zu einer Überschätzung des Befalls (Tab. 49) Mitte Juni. Zu diesem Zeitpunkt kann aufgrund des fortgeschrittenen Entwicklungsstadiums keine Fungizidbehandlung mehr durchgeführt werden, so dass die Überschätzung des Befalls keine Bedeutung für eine Bekämpfungsentscheidung hat.

Im Jahr 2003/04 war die Übereinstimmung zwischen Felddaten und Modelldaten an allen Standorten zufrieden stellend.

Im Jahr 2004/05 wurde der Befall auf der Sorte Tommi an den Standorten Eich und Rommersheim, auf der Sorte Punch an den Standorten Herxheim und Rommersheim und auf der Sorte Contra am Standort Rommersheim überschätzt.

Die restlichen Befallsverläufe der Standorte wurden korrekt prognostiziert.

Tabelle 49: Ergebnisse der visuellen Validierung, des Kolmogorov-Smirnov-Tests und der Regressionsanalysen des Modells PUCTRI für Rostepidemien auf der Blattetage F-2 in den Jahren 2002/03 bis 2004/05 bei verschiedenen Sorten und Wetterstationen

Aussaatjahr	Bundesland	Sorte	Wetterstation	Visuell	K ³	t _a	t _b	R ²
2002	RP	Contra	Mainz	kor ¹	ns ⁴	ns	ns	0,80
2002	RP	Punch	Mainz	kor	ns	ns	ns	0,87
2002	RP	Atoll	Eich	kor			₅	
2002	RP	Charger	Eich	über ²			-	
2003	BW	Monopol	Stetten	kor			-	
2003	BY	Petrus	Frankendorf	kor			-	
2003	BB	Bussard	Doberlug	kor			-	
2003	RP	Contra	Bingen	kor			-	
2003	RP	Dekan	Bingen	kor			-	
2003	RP	Monopol	Bingen	kor			-	
2003	RP	Punch	Bingen	kor			-	
2003	RP	Tommi	Bingen	kor			-	
2003	RP	Cubus (1)	Eich	kor			-	
2003	RP	Cubus (2)	Eich	kor			-	
2003	TH	Aron	Bad Salzungen	kor			-	
2003	TH	Ludwig	Dornburg	kor			-	
2004	BY	Petrus	Großbreitenbronn	kor			-	
2004	RP	Contra	Eich	kor	ns	ns	ns	0,98
2004	RP	Punch	Eich	kor	ns	ns	ns	0,87
2004	RP	Tommi	Eich	über	ns	ns	ns	0,56
2004	RP	Contra	Herxheim	kor			-	
2004	RP	Punch	Herxheim	über	ns	ns	ns	0,65
2004	RP	Tommi	Herxheim	kor			-	
2004	RP	Contra (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,74
2004	RP	Dekan (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,99
2004	RP	Monopol (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,96
2004	RP	Punch (1)	Rommersheim	über	ns	ns	ns	0,68
2004	RP	Tommi (1)	Rommersheim	über			-	
2004	RP	Contra (2)	Rommersheim	über			-	
2004	RP	Dekan (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,89
2004	RP	Monopol (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,57
2004	RP	Punch (2)	Rommersheim	über	ns	ns	ns	0,68
2004	RP	Tommi (2)	Rommersheim	über			-	
2004	SN	Bussard	Großpösna	über			-	
2004	SN	Cubus	Großpösna	über			-	
2004	SN	Tiger	Großpösna	über			-	

2004	ST	Drifter	Halle	kor	-
2004	TH	Dornburg	Drifter	kor	-

¹kor = korrekt; ²über = überschätzt; ³K = Kolmogorov-Smirnov-Test; ⁴ns = nicht signifikant;
⁵- = keine statistische Auswertung möglich; ⁶s = signifikant

6.3.2.4 Blatttage F-3

Auf der Blatttage F-3 konnte in 76 % der Fälle bei dem visuellen Vergleich von Modell- und Felddaten eine gute Übereinstimmung festgestellt werden (Abb. 53). In 24 % der Fälle kam es zu einer Überschätzung des Befalls. Beim Kolmogorov–Smirnov Test gab es keine signifikanten Unterschiede zwischen Felddaten und simulierten Daten. Bei der Regressionsanalyse war der t_a -Wert in keinem Fall und der t_b -Wert Parameter in 33 % der Fälle signifikant.

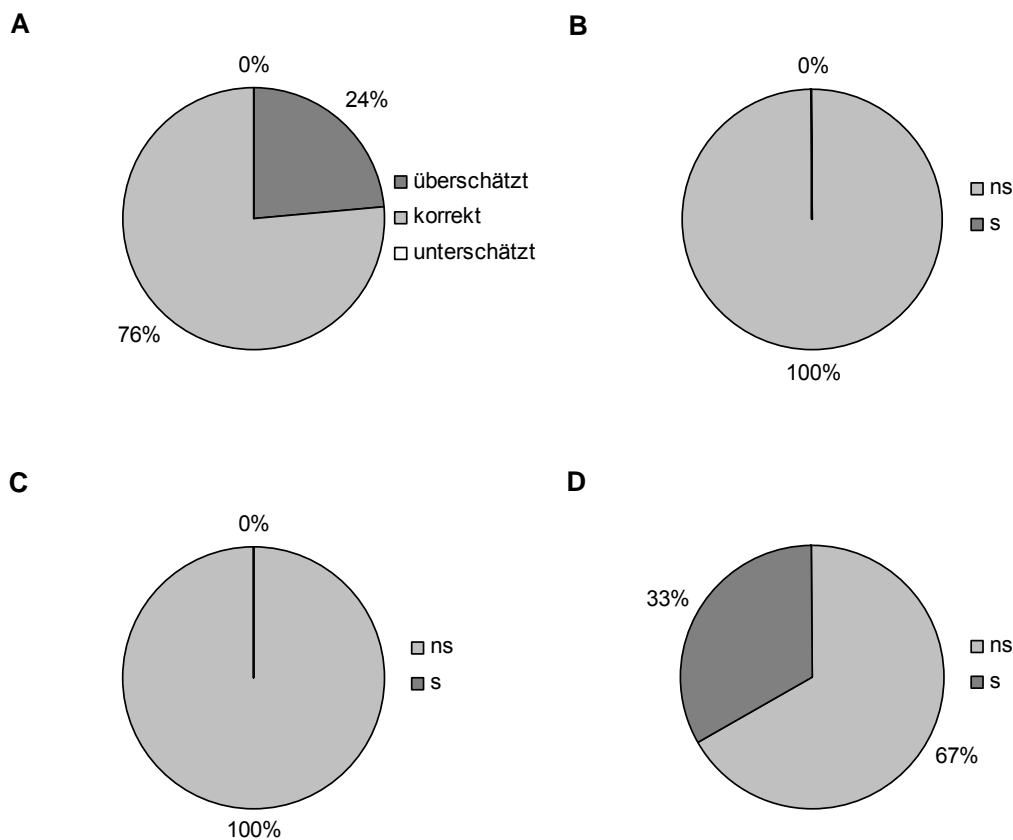


Abbildung 53: Validierungsergebnisse des Modells PUCTRI für Rostepidemien auf der Blatttage F-3 2002/03 bis 2004/05 (A = visuelle Validierung, n = 38; B = Kolmogorov-Smirnov-Test, n = 9; C = Test des Achsenabschnitts a der Regressionsanalyse (t_a), n = 9; D = Test der Steigung b der Regressionsanalyse (t_b), n = 9; ns = nicht signifikant; s = signifikant)

Im Detail betrachtet, konnten im Jahr 2002/03 am Standort Mainz signifikante t_b -Werte festgestellt werden (Tab. 50).

Im Jahr 2003/04 lag in allen Fällen eine Übereinstimmung zwischen Modelldaten und Felddaten vor.

Im Jahr 2004/05 kam es am Standort Eich bei der Sorte Tommi, am Standort Rommersheim bei den Sorten Monopol, Punch und Tommi, sowie am Standort Großpösna zu einer Überschätzung des Befalls. Ein möglicher Grund für die Überschätzung des Befalls bei den Sorten Tommi und Punch kann die geringe Anfälligkeit gegenüber Braunrost sein. Bei der Sorte Monopol können keine Gründe für die Überschätzung des Befalls genannt werden. Am Standort Eich konnte bei der Sorte Contra ein signifikanter t_b -Wert festgestellt werden.

Tabelle 50: Ergebnisse der visuellen Validierung, des Kolmogorov-Smirnov-Tests und der Regressionsanalysen des Modells PUCTRI für Rostepidemien auf der Blattetage F-3 in den Jahren 2002/03 bis 2004/05 bei verschiedenen Sorten und Wetterstationen

Aussaatjahr	Bundesland	Sorte	Wetterstation	Visuell	K ³	t_a	t_b	R ²
2002	RP	Contra	Mainz	kor ¹	ns ⁴	ns	s ⁶	0,99
2002	RP	Punch	Mainz	kor	ns	ns	s	0,99
2002	RP	Atoll	Eich	kor			₅	
2002	RP	Charger	Eich	kor			-	
2003	BW	Monopol	Stetten	kor			-	
2003	BY	Petrus	Frankendorf	kor			-	
2003	BB	Bussard	Doberlug	kor			-	
2003	RP	Contra	Bingen	kor			-	
2003	RP	Dekan	Bingen	kor			-	
2003	RP	Monopol	Bingen	kor			-	
2003	RP	Punch	Bingen	kor			-	
2003	RP	Tommi	Bingen	kor			-	
2003	RP	Cubus (1)	Eich	kor			-	
2003	RP	Cubus (2)	Eich	kor			-	
2003	TH	Aron	Bad Salzungen	kor			-	
2003	TH	Ludwig	Dornburg	kor			-	
2004	BY	Petrus	Großbreitenbronn	kor			-	
2004	RP	Contra	Eich	kor	ns	ns	s	0,98
2004	RP	Punch	Eich	kor	ns	ns	ns	0,79
2004	RP	Tommi	Eich	über ²			-	
2004	RP	Contra	Herxheim	kor			-	
2004	RP	Punch	Herxheim	kor			-	
2004	RP	Tommi	Herxheim	kor			-	
2004	RP	Contra (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,68
2004	RP	Dekan (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,98
2004	RP	Monopol (1)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,68
2004	RP	Punch (1)	Rommersheim	über	ns	ns	ns	0,36
2004	RP	Tommi (1)	Rommersheim	über			-	
2004	RP	Contra (2)	Rommersheim	kor			-	
2004	RP	Dekan (2)	Rommersheim	kor	ns	ns	ns	0,41
2004	RP	Monopol (2)	Rommersheim	über			-	
2004	RP	Punch (2)	Rommersheim	über			-	
2004	RP	Tommi (2)	Rommersheim	über			-	
2004	SN	Bussard	Großpösna	über			-	
2004	SN	Cubus	Großpösna	über			-	
2004	SN	Tiger	Großpösna	über			-	
2004	ST	Drifter	Halle	kor			-	
2004	TH	Dornburg	Drifter	kor			-	

¹kor = korrekt; ²über = überschätzt; ³K = Kolmogorov-Smirnov-Test; ⁴ns = nicht signifikant;

⁵- = keine statistische Auswertung möglich; ⁶s = signifikant

An den Standorten Großpösna, Eich Sorte Tommi und Rommersheim Sorte Tommi (2) wurde die Befallshäufigkeit auf allen Blatttagen überschätzt. Auf den Blatttagen F-3 bis F-1 kam es an den Standorten Rommersheim Sorte Punch (2) und Rommersheim Sorte Tommi (1) zu einer Überschätzung des Befalls. An allen anderen Standorten mit einer Überschätzung wurde der Befall nur auf einzelnen Blatttagen überschätzt.

Vergleicht man die Boniturdaten mit den Modelldaten bezüglich des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle, kann man feststellen, dass in 71 % der Fälle das Modell PUCTRI den Zeitpunkt des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle korrekt prognostiziert, in 29 % der Fälle zu früh und in 0 % der Fälle zu spät prognostiziert (Abb. 54).

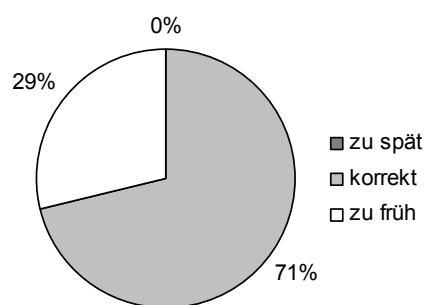


Abbildung 54: Validierungsergebnisse des Modells PUCTRI für den Zeitpunkt des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle (10 % BH) auf der Blatttage F-2 (n = 38)

6.4 Diskussion

Die Modelle PUCREC und PUCTRI prognostizieren die Befallshäufigkeit von Braunrost auf den Blattetagen F bis F-3. Es werden die Beziehungen zwischen Pathogen, Wirt und Wetter basierend auf Labor-, Feld- und Literaturdaten abgebildet. Bevor Prognosemodelle in die Praxis übernommen werden, sollten sie an die praktischen Erfordernisse angepasst werden (TENG, 1981). Die Qualität und Praxistauglichkeit von Prognosemodellen wird anhand der Vorhersagegenauigkeit bestimmt. Die meisten in der Praxis angewandten Modelle besitzen eine Trefferquote von 60 bis 90 % (JÖRG & KLEINHENZ, 1996; RACCA et al., 2004). Ziel dieser Arbeit war es, die Modelle PUCREC und PUCTRI mit Daten, die nicht in die Modellbildung eingeflossen sind, zu validieren. Zur Validierung der vorhandenen Modellansätze wurden drei verschiedene Methoden genutzt (TENG, 1981; ROSSI et al., 1997). Die erste Methode ist eine subjektive Validierung, bei der die simulierten Befallsverläufe mit den erhobenen Befallsverläufen visuell verglichen werden. Die zweite Methode ist eine statistische Validierung mit Hilfe des Kolmogorov-Smirnov-Tests für die Güte der Anpassung. Auch hier wurden die simulierten Daten mit den erhobenen Daten verglichen. Die dritte Methode ist ebenfalls eine statistische Methode. Mit Hilfe der Regressionsanalyse wurde der Modelloutput (abhängige Variable) mit den Boniturdaten (unabhängige Variable) verglichen (TENG, 1981; ROSSI et al., 1997).

Insgesamt konnten für den Winterroggen 51 Befallsverläufe und für den Winterweizen 38 Befallsverläufe zur Validierung genutzt werden. Die Datensätze stammen aus eigenen Versuchs- und Monitoringflächen, sowie aus Versuchs- und Monitoringflächen der Pflanzenschutzdienste der Länder. Zur Validierung standen also Befallsverläufe aus verschiedenen Klimaregionen Deutschlands zur Verfügung.

Aufgrund der vorliegenden Validierungsergebnisse ist die Übereinstimmung zwischen bonitierten und simulierten Daten zufrieden stellend. Die Modelle PUCREC und PUCTRI basieren ausschließlich auf Wetterdaten. Zurzeit fließen keine weiteren Parameter, wie z. B. Schlagfaktoren, oder Sortenanfälligkeiten in die Modelle ein.

In einigen Fällen kommt es zu einer Überschätzung der Befallshäufigkeit mit dem Modell PUCREC. Bei einer Überschätzung erfolgt fast immer die Aussaat des Roggens sehr früh und die Infektionsbedingungen im Herbst sind ideal. Es kommt zu einer Überbewertung der Infektionsbedingungen im Herbst, was zu einer Befallsüberschätzung auf den Blattetagen F bis F-3 führt. Problematisch ist also der hohe IPI – Wert aufgrund der idealen Infektionsbedingungen im Herbst des Aussaatjahres. Die Überschätzung der Befallshäufigkeit kann verbessert werden, indem in Fällen mit einem hohen IPI – Wert, aufgrund der idealen Infektionsbedingungen im Herbst, dieser Wert Anfang Januar auf einen „Startwert“ zurückgesetzt wird. Durch die Zurücksetzung des IPI – Wertes werden die Herbstinfektionen immer noch berücksichtigt, aber es kommt nicht mehr zu einer Überbewertung. Die Prognose des Modells PUCREC kann deutlich verbessert werden. Eine Überschätzung des Befalls findet nicht mehr statt. Allerdings gibt es nur sehr wenige Datensätze an denen diese Modellverbesserung getestet werden konnte, deshalb ist es erforderlich diesen Ansatz noch weiterhin zu überprüfen.

In sehr wenigen Fällen (0 - 8 %) wird die Befallshäufigkeit auf den Blattetagen F bis F-3 unterschätzt. Allerdings findet die Unterschätzung immer am Ende der Epidemie statt, so dass sie

keinen Einfluss mehr auf eine Bekämpfungsentscheidung hat, da zu diesem Zeitpunkt keine Fungizide mehr ausgebracht werden können.

In 82 % der Fälle wurde der Zeitpunkt des Überschreitens der Bekämpfungsschwelle für Roggenbraunrost mit dem Modell PUCREC korrekt prognostiziert.

Bei dem Modell PUCTRI kam es in keinem Fall zu einer Unterschätzung der Befallshäufigkeit. Auf der Sorte Tommi wurde auf allen Blatttagen fast immer die Befallshäufigkeit überschätzt. Die Sorte Tommi ist gering anfällig gegenüber Braunrost. Möglicherweise ist es sinnvoll einen Sortenfaktor für gering anfällige Sorten in das Modell PUCTRI zu integrieren, um die Prognose zu verbessern. Allerdings wurden zur Validierung des Modells PUCTRI noch weitere gering anfällige Weizensorten gegenüber Braunrost genutzt, bei denen die Befallshäufigkeit zufrieden stellend prognostiziert wurde. Deshalb ist es noch unklar, ob es notwendig ist, einen Sortenfaktor für gering anfällige Weizensorten in das Modell PUCTRI zu integrieren.

Das Modell PUCTRI prognostizierte in 71 % der Fälle das Überschreiten der Bekämpfungsschwelle von Weizenbraunrost korrekt.

Die Algorithmen der Modelle wurden in die von der ZEPP genutzte Prognosesoftware PASO (Prognose agrarischer Schadorganismen; KLEINHENZ & JÖRG, 1998) integriert. In der Eingabemaske müssen das Aussaatdatum und eine Wetterstation festgelegt werden. Mit Hilfe der Ontogenesemodelle SIMONTO-Winterroggen und SIMONTO-Winterweizen wird dann der Auflauf und das Erscheinen der jeweiligen Blatttage berechnet. Ab dem Auflaufdatum werden die Infektionswahrscheinlichkeit und der Infektionsdruck berechnet und ab dem Erscheinen der Blatttage wird dann der Verlauf der Befallshäufigkeiten prognostiziert.

Eine erste Version des Modells PUCREC stand im Frühjahr 2006 in dem Programmpaket PASO den Pflanzenschutzdiensten der Länder zur Verfügung. Im Frühjahr 2007 sollen die jetzigen Versionen von PUCREC und PUCTRI als Testversionen an die Pflanzenschutzdienste der Länder ausgeliefert werden und danach, falls noch erforderlich, flächendeckend für deutsche Anbaugelände validiert werden. Anschließend soll die Bereitstellung der Entscheidungshilfe im Internet – Angebot von ISIP (Informationssysteme integrierter Pflanzenproduktion; KLEINHENZ & RÖHRIG, 2003) erfolgen. In Zukunft können die Modelle PUCREC und PUCTRI zur Vorhersage der Befallshäufigkeit auf den Blatttagen F bis F-3 genutzt werden. Mit den Modellen kann das Überschreiten von Bekämpfungsschwellen, die auf dem Befallsparameter Befallshäufigkeit basieren, prognostiziert werden. Durch die Nutzung der Modelle wird ein ökonomisch und ökologisch sinnvoller Fungizideinsatz gewährleistet.

7. Schlussfolgerung

Im Rahmen der Dissertation wurde die Keimung von unterschiedlich alten Roggen- und Weizenbraunrosturedosporen bei den Temperaturen 5, 10, 15, 20, 25 und 30 °C sowie 0 – 12 bzw. 16 Stunden Benetzungsdauer untersucht (Kapitel 2). Mit Hilfe der erhobenen Daten konnten Keimungsraten von „alten“ und „frischen“ Roggen- und Weizenbraunrostsporen in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer berechnet werden. Die berechneten Funktionen wurden simultan an die Boniturdaten angepasst und die Funktionsparameter (z. B. minimale, maximale und optimale Temperatur) wurden neu geschätzt. Es wurde festgestellt, dass „frische“ Roggen- und Weizensporen deutlich vitaler sind als „alte“ Sporen. Beim „frischen“ Inokulum keimen deutlich mehr Sporen als beim „alten“ Inokulum. Bei den Erfordernissen an die Feuchtebedingungen ist für die Keimung von „alten“ Sporen eine längere Benetzungsdauer erforderlich als für die Keimung von „frischen“ Sporen. Anhand der Versuche konnte nachgewiesen werden, dass ungekeimte Uredosporen in der Lage sind mindestens drei bis vier Wochen, auch ohne Wirtspflanzen, bei Temperaturen um 5 °C zu überleben. Allerdings nimmt die Keimfähigkeit der Uredosporen mit zunehmender Dauer der Lagerung ab. „Frische“ Sporen besitzen eine größere Keimkraft und werden durch die Keimungstemperatur weniger beeinflusst als „alte“ Sporen.

Im dritten Kapitel konnte mit Hilfe von Laborversuchen und Literaturdaten eine Infektionswahrscheinlichkeit für Roggen- und Weizenbraunrost in Abhängigkeit von der Temperatur und der Benetzungsdauer entwickelt werden. Für den Roggenbraunrost wurden künstliche Inokulationsversuche durchgeführt. Um die idealen Infektionsbedingungen zu ermitteln, wurden die Temperaturen 5, 10, 15, 20 und 25 °C und die Benetzungsdauern 0, 3, 6, 9, 12 und 15 h getestet. Zwei unterschiedlich anfällige Roggensorten wurden inokuliert. Die entwickelte Funktion für die Infektionswahrscheinlichkeit wurde simultan an die Boniturdaten angepasst und die Funktionsparameter wurden neu geschätzt. Geschätzte minimale Temperatur für Roggenbraunrostinfektionen ist 0,9 °C, optimale Temperatur 18,4 °C und maximale Temperatur 26,7 °C. Weiterhin konnte mit den Ergebnissen der Klimaschrankversuche auch eine Funktion für die Inkubationszeit von Roggenbraunrost in Abhängigkeit von der Temperatur berechnet werden.

Die Infektionswahrscheinlichkeit für den Braunrost an Winterweizen wurde mit Hilfe von Literaturdaten von EVERSMEYER et al. (1988) erstellt. Sie untersuchten die substomatale Vesikelbildung bei den Temperaturen 12, 14, 16, 18 und 20 °C sowie 3, 4, 5, 6, 7, 8, 10, 12, 14 und 16 h Benetzungsdauer. Auch hier wurde die entwickelte Funktionen simultan an die Literaturdaten angepasst und die Funktionsparameter neu geschätzt. Als minimale Temperatur wurde für die Infektionswahrscheinlichkeit des Weizenbraunrosts 5 °C, als maximale Temperatur 30 °C und als optimale Temperatur 16,7 °C geschätzt. Für die Latenzzeit von Weizenbraunrost wurde eine Funktion von Rossi et al. (1997) übernommen.

Mit den entwickelten Infektionswahrscheinlichkeiten kann täglich ein Braunrostinfektionsrisiko berechnet werden. Die Werte der täglich berechneten Infektionswahrscheinlichkeit liegen zwischen 0 und 1, wobei niedrige Werte ungünstige und hohe Werte günstige Infektionsbedingungen für den Braunrost an Winterroggen und Winterweizen signalisieren. Die Infektionswahrscheinlichkeiten dienen als Grundlage für Prognosemodelle.

Im vierten Kapitel wurden Untersuchungen zur Dynamik von Virulenzen durchgeführt. Ziel war es, das populationsdynamische Verhalten von Roggen- und Weizenbraunrost während der Vegetation zu analysieren und eventuell die vorhandenen Sortenresistenzen in Prognosemodelle einzubeziehen. Sowohl für den Roggen- als auch für den Weizenbraunrost konnte festgestellt werden, dass der höhere Anteil hochvirulenter Isolate auf den resistenten Sorten gefunden wurde und die Virulenzfrequenzen für die resistenten Differenziallinien in nur drei Untersuchungsjahren zunahm. Diese Ergebnisse zeigen das hohe Anpassungspotential der Pathogene an die Sortenresistenz. Weiterhin konnte festgestellt werden, dass Isolate, die von braunrostresistenten Roggen- und Weizensorten gewonnen wurden, eine wesentlich höhere Virulenzfrequenz für resistente Differenziallinien aufwiesen, als Isolate von anfälligen Sorten. Von resistenten Sorten geht also ein stärkerer Selektionsdruck auf die Pathogenpopulation aus, was dazu führen kann, dass Sorten mit wirksamen Resistenzen schon nach wenigen Anbaujahren ihre Schutzwirkung verlieren. Aufgrund der schnellen Anpassung des Pathogens an den Wirt ist die rassenspezifische Resistenz nur von kurzer Dauer. Für den Roggenbraunrost lässt sich weiterhin festhalten, dass nur 24 % der in der Bundessortenliste aufgeführten Roggensorten resistent gegenüber Braunrost sind (BUNDESSORTENLISTE, 2006). Auch ohne weite Verbreitung resistenter Sorten weist die Pathogenpopulation eine hohe Diversität auf und kann sich an neue, wirksame rassenspezifische Resistenzen in relativ kurzer Zeit anpassen. Es ist erforderlich, den Braunrostbefall möglichst früh einzudämmen, um die Selektion hochvirulenter Pathotypen auf mäßig resistenten Sorten zu verhindern.

Mit Hilfe der entwickelten Infektionswahrscheinlichkeiten für Roggen- und Weizenbraunrost, der Inkubations- bzw. Latenzzeit, sowie Daten aus Feldversuchen konnten die Modelle PUCREC und PUCTRI entwickelt werden (Kapitel 5). Ziel ist es, mit den Modellen den Erstbefall von Braunrost auf den Blattetagen F, F-1, F-2 und F-3 sowie den Verlauf der Befallshäufigkeit auf diesen Blattetagen zu simulieren. Mit den täglichen Infektionswahrscheinlichkeiten für Roggen- und Weizenbraunrost kann der Infektionsdruck (IPI) berechnet werden. Mit Hilfe des zeitlichen Verlaufs des IPI können unterschiedliche Regionen und Jahre charakterisiert werden. Unter der Verwendung eines logistischen Modells wurde der Zusammenhang zwischen dem berechneten IPI und der bonitierten BH für jede Blattetage ermittelt. Im Rahmen der Arbeit wurden verschiedene Modellansätze, in denen die IPI – Berechnung variiert, getestet. In den Ansätzen 1 und 2 ist Auflauf der Kultur Startzeitpunkt der IPI – Berechnung, in den Ansätzen 3 und 4 ist das Erscheinen der jeweiligen Blattetage Startzeitpunkt der IPI – Berechnung. Zusätzlich wird in den Ansätzen 2 und 4 die Dauer der Inkubations- bzw. Latenzzeit bei der IPI – Berechnung berücksichtigt. Die besten Ergebnisse wurden beim Winterroggen mit dem Modellansatz 1 erzielt, in dem der IPI ab dem Auflauf der Kultur berechnet wird und die Inkubationszeit bei der IPI – Berechnung nicht berücksichtigt wird. Beim Winterweizen gab es kaum Unterschiede zwischen den Versionen 1, 3 und 4. Dies verdeutlicht, dass die Herbstinfektionen der jungen Saaten den Befall im Folgejahr beeinflussen. Des Weiteren konnte gezeigt werden, dass die Dauer der Inkubations- bzw. Latenzzeit für die Prognose der Befallshäufigkeit nur eine untergeordnete Rolle spielt. In die Modelle PUCREC und PUCTRI sind die Ontogenesemodelle SIMONTO-Winterroggen und

SIMONTO-Winterweizen (ROßBERG et al., 2005) implementiert. Mit den Ontogenesemodellen kann der Ablauf der Kultur und das Erscheinen der jeweiligen Blattetage berechnet werden.

Beträgt die Befallshäufigkeit auf der jeweiligen Blattetage 1 % ist Erstbefall auf dieser Blattetage, die ersten Rostpusteln sind vorhanden. Bei dem Modell **PUCREC** kann der Erstbefall auf dem Fahnenblatt bei einem IPI - Wert von 5,5, auf der Blattetage F-1 bei einem Wert von 4,6, auf F-2 bei einem Wert von 4,1 und auf der Blattetage F-3 bei einem IPI – Wert von 3,2 festgestellt werden. Bei dem Modell **PUCTRI** kann der Erstbefall auf dem Fahnenblatt bei einem IPI - Wert von 18,0, auf der Blattetage F-1 bei einem Wert von 16,3, auf F-2 bei einem Wert von 14,8 und auf der Blattetage F-3 bei einem IPI – Wert von 14,1 festgestellt werden. Es kann nur der Erstbefall auf den oberen vier Blattetagen prognostiziert werden. Das Erstauftreten von Braunrost im Bestand kann mit den Modellen nicht vorhergesagt werden.

Die entwickelten Rostmodelle **PUCREC** und **PUCTRI** wurden mit Erhebungsdaten aus den Jahren 2003 bis 2006, die nicht in die Modellbildung eingeflossen sind, validiert (Kapitel 6). Aufgrund der vorliegenden Validierungsergebnisse ist die Übereinstimmung zwischen bonitierten und simulierten Daten zufrieden stellend. Auf den oberen vier Blattetagen liegen die Trefferquoten der visuellen Validierung zwischen 71 und 86 %. In einigen Fällen kommt es bei dem Modell PUCREC zu einer Überschätzung der Befallshäufigkeit. Das Modell überschätzt fast immer, wenn der Aussaattermin des Winterroggens sehr früh ist und im Oktober ideale Infektionsbedingungen vorliegen. Es kommt zu einer Überbewertung der Herbstinfektionen. Problematisch ist also der hohe IPI – Wert aufgrund der idealen Infektionsbedingungen im Herbst des Aussaatjahres. Die Überschätzung der Befallshäufigkeit kann verbessert werden, indem in Fällen mit einem hohen IPI – Wert aufgrund der idealen Infektionsbedingungen im Herbst dieser Wert Anfang Januar auf einen „Startwert“ zurückgesetzt wird. Durch die Zurücksetzung des IPI – Wertes werden die Herbstinfektionen immer noch berücksichtigt, aber es kommt nicht mehr zu einer Überbewertung. Die Prognose des Modells PUCREC kann deutlich verbessert werden. Eine Überschätzung des Befalls findet nicht mehr statt. Allerdings gibt es nur sehr wenige Datensätze an denen diese Modellverbesserung getestet werden konnte, deshalb ist es erforderlich diesen Ansatz noch weiterhin zu überprüfen. Im Rahmen der Validierung wurde sowohl der Befall auf gering anfälligen Roggensorten gegen Braunrost als auch auf hoch anfälligen Roggensorten zufrieden stellend prognostiziert. In den künstlichen Inokulationsversuchen (Kapitel 2) wurde mit zwei unterschiedlich anfälligen Sorten gearbeitet. Es konnten allerdings fast keine signifikanten Sortenunterschiede bezüglich der Anzahl Rostpusteln zwischen der anfälligen Hybridsorte Picasso und der gering anfälligen Populationssorte Boresto festgestellt werden. Falls signifikante Unterschiede vorhanden waren, war die Pustelzahl immer auf der gering anfälligen Sorte Boresto höher als auf der hoch anfälligen Sorte Picasso. Aufgrund dieser Ergebnisse wird zurzeit für eine Prognose der Befallshäufigkeit der Faktor Sortenresistenz nicht berücksichtigt. Ein weiterer Grund, den Sortenfaktor für das Modell PUCREC zu vernachlässigen, ist das geringe Vorhandensein von braunrostresistenten Roggensorten. Derzeit sind die am weitesten verbreiteten Populations- und Hybridsorten für Winterroggen meistens als anfällig einzustufen. Bei den großflächig angebauten Roggensorten (> 500 ha Vermehrungsfläche 2005) ist nur eine Sorte, nämlich die Populationssorte Recrut mit der Boniturnote 4 als mäßig resistent einzustufen. Auch die schnelle Anpassung des Pathogens an

den Wirt und somit die kurze Dauer der rassenspezifischen Resistenz, sowie eine frühzeitige Eindämmung des Rostbefalls auf mäßig resistenten und resistenten Sorten, um die Selektion hochvirulenter Pathotypen auf diesen Sorten zu verhindern, sprechen für die Vernachlässigung eines Sortenfaktors. Zurzeit ist es nicht erforderlich in dem Modell PUCREC, welches die Befallshäufigkeit prognostiziert, die Sortenanfälligkeit zu berücksichtigen.

Möchte man den Befallsparameter Befallsstärke mit Hilfe von Prognosemodellen vorhersagen, ist die Sortenresistenz sicherlich von größerer Bedeutung. Im Gegensatz zur Befallshäufigkeit sind bei der Befallsstärke die Anzahl der Vermehrungszyklen auf einem Blatt von Bedeutung. Bei der Befallshäufigkeit ist entscheidend ob eine Pustel auf dem Blatt vorhanden ist (ja / nein Entscheidung). Bei der Befallsstärke ist entscheidend wie viele Pusteln auf dem Blatt vorhanden sind. Bedingt durch die Resistenz des Wirtes kann z. B. die Latenzzeit länger werden und die Anzahl der Vermehrungszyklen innerhalb einer Vegetationsperiode verringert werden. Weniger Infektionen können dann die Pustelzahl verringern. Dies spielt für die Prognose der Befallshäufigkeit nur eine untergeordnete Rolle.

Bei dem Modell PUCTRI kam es in keinem Fall zu einer Unterschätzung der Befallshäufigkeit. Auf der resistenten Sorte Tommi wurde auf allen Blattetagen fast immer die Befallshäufigkeit überschätzt. Die Sorte Tommi ist gering anfällig gegenüber Braunrost. Möglicherweise ist es sinnvoll einen Sortenfaktor für gering anfällige Weizensorten in das Modell PUCTRI zu integrieren, um die Prognose zu verbessern. Allerdings wurden zur Validierung des Modells PUCTRI noch weitere, gering anfällige Weizensorten gegenüber Braunrost genutzt, bei denen die Befallshäufigkeit zufrieden stellend prognostiziert wurde. Deshalb ist es noch unklar, ob es notwendig ist einen Sortenfaktor für gering anfällige Weizensorten in das Modell PUCTRI zu integrieren.

Bisher nutzen die Modelle PUCREC und PUCTRI lediglich die Witterungsparameter als Eingangsgrößen. Durch die Einbeziehung leicht feststellbarer, schlagspezifischer Parameter lässt sich möglicherweise die Prognose noch verbessern.

Im Frühjahr 2007 sollen die jetzigen Versionen von PUCREC und PUCTRI als Testversionen an die Pflanzenschutzdienste der Länder ausgeliefert werden und danach, falls noch erforderlich, flächendeckend für deutsche Anbauggebiete validiert werden. Anschließend ist die Bereitstellung der Entscheidungshilfen im Internet – Angebot von ISIP (Informationssysteme integrierter Pflanzenproduktion; KLEINHENZ & RÖHRIG, 2003) geplant.

Aufgrund veränderter ökologischer Bewertungsmaßstäbe wird der Einsatz von Pflanzenschutzmitteln immer mehr in Frage gestellt.

Mit den Modellen PUCREC und PUCTRI kann:

der Erstbefall von Braunrost auf den Blattetagen F bis F-3;

der Verlauf der Befallshäufigkeit auf den Blattetagen F bis F-3;

und das Überschreiten von Bekämpfungsschwellen, die auf dem Befallsparameter Befallshäufigkeit basieren, prognostiziert werden.

Ein ökologisch und ökonomisch sinnvoller Fungizideinsatz wird gewährleistet.

8. Literaturverzeichnis

1. ANALYTIS, S. (1977). Über die Relation zwischen biologischer Entwicklung und Temperatur bei phytopathogenen Pilzen. *Phytopathologische Zeitschrift* 90, 64-76.
2. ANIKSTER, Y., BUSHNELL, W. R., EILAM, T., MANISTERSKI, J., ROELFS, A. P. (1997). *Puccinia recondita* causing leaf rust on cultivated wheat, wild wheats and rye. *Canadian Journal of Botany* 75, 2082-2096.
3. BASSANEZI, R. B., AMORIM, L., BERGAMIN FILHO, A., HAU, B. (1998). Effects of bean line pattern mosaic virus on the monocyclic components of rust and angular leaf spot of Phaseolus bean at different temperatures. *Plant Pathology* 47, 289-298.
4. BATTILANI, P., RACCA, P., ROSSI, V. (1996). Rational arrangement of a network for disease survey on a regional scale. *EPPO Bulletin* 30, 51-57.
5. BAYLES, R. A., FLATH, K., HOVMØLLER, M. S., DE VALLAVIEILLE-POPE, C. (2000). Breakdown of the Yr17 resistance to yellow rust of wheat in northern Europe. *Agronomie* 20, 805-811.
6. BECKER, H. (1993). *Pflanzenzüchtung*. Eugen Ulmer Verlag, Stuttgart.
7. BEER, E. (1991). Bekämpfungsschwelle für Blatt- und Ährenkrankheiten bei unterschiedlich widerstandsfähigen Sorten als Elemente des Integrierten Pflanzenschutzes in verschiedenen Weizenanbausystemen. *Gesunde Pflanze* 43, 323-332.
8. BENNETT, F. G. A. (1984). Resistance to powdery mildew in wheat: a review of its use in agriculture and breeding programmes. *Plant Pathology* 33, 279-300.
9. BERGER, R. D. (1981). Comparison of the Gompertz and logistic equations to describe disease progress. *Phytopathology* 71, 716-719.
10. BERGER, R. D., HAU, B., WEBER, G. E., BACCHI, L. M. A., BERGAMIN FILHO, A., AMORIM, L. (1995). A simulation model to describe epidemics of rust of Phaseolus beans I. Development of the model and sensitivity analysis. *Phytopathology* 85, 715-721.
11. BLUMER, S. (1963). *Rost- und Brandpilze auf Kulturpflanzen*. VEB Gustav Fischer Verlag, Jena.
12. BÖRNER, H. (1990). *Pflanzenkrankheiten und Pflanzenschutz*. Eugen Ulmer Verlag, Stuttgart.
13. BÖSE, S. (2002). Roggenforum e.V. - Es gibt nicht zuviel Roggen! *Praxisnah* 4.
14. BUGIANI, R., GOVONI, P., COBELLI, L. (2000). Field evaluation of the combined use of IPI and different forecasting criteria for potato late blight. In: SCHEPERS, H. (ed.). *Proceedings of the Workshop on the European Network for Development of an Integrated Control Strategy of Potato Late Blight*. September 1998, Uppsala, Sweden, 266-275.
15. BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (2005). *Statistisches Jahrbuch über Ernährung Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland 2005*. Landwirtschaftsverlag GmbH, Münster Hiltrup.
16. BUNDESSORTENAMT (2006). *Beschreibende Sortenliste für Getreide, Mais, Ölfrüchte, Leguminosen und Hackfrüchte*. Deutscher Landwirtschaftsverlag GmbH, Hannover.
17. BURLEIGH, J. R., EVERSMEYER, M. G., ROELFS, A. P. (1972). Development of linear equations for predicting wheat leaf rust. *Phytopathology* 62, 947-953.
18. CAMPBELL, C. L., MADDEN, L. V. (1990). *Introduction to Plant Disease Epidemiology*. John Wiley & Sons, New York.
19. CAMPBELL, C. L., REYNOLDS, K. M., MADDEN, L. V. (1988). Modeling epidemics of root diseases and development of simulators. In: KRANZ, J., ROTEM, J. (eds.). *Experimental Techniques in Plant Disease Epidemiology*. Springer Verlag, Berlin, Heidelberg, New York.
20. CARISSE, O., BOURGEOIS, G., DUTHIE, J. A. (2000). Influence of temperature and leaf wetness duration on infection of strawberry leaves by *Mycosphaerella fragariae*. *Phytopathology* 90, 1120-1125.
21. CHANG, H. S., CALPOUZOS, L., WILCOXSON, R. D. (1973). Germination of hydrated uredospores of *Puccinia recondita* inhibited by light. *Canadian Journal of Botany* 51, 2459-2461.

22. CHEN, X. M., MOORE, M., MILUS, E. A., LONG, D. L., LINE, R. F., MARSHALL, D., JACKSON, L. (2002). Wheat stripe rust epidemics and races of *Puccinia striiformis* f. sp. *tritici* in the United States in 2000. *Plant Disease* 86, 39-46.
23. CHESTER, K. S. (1943). The decisive influence of late winter weather on wheat leaf rust epiphytotics. *Plant Disease Reporter* 143, 133-144.
24. CLARKSON, J. D. S. (2000). Virulence survey report for wheat powdery mildew in Europe, 1996-1998. *Cereal Rusts & Powdery Mildews Bulletin* 28, 21-28.
25. CLIFFORD, B. C. (1988). *Puccinia recondita* Roberge. In: SMITH, I. M., DUNEZ, R., LELLIOTT, R. A., PHILLIPS, D. H., ARCHER, S. A. (eds.). *European Handbook of Plant Diseases*. Blackwell Scientific Publications, Cambridge.
26. COGHLAN, S. E., WALTERS, D. R. (1990). Polyamine metabolism in „green-islands“ on powdery mildew-infected barley leaves: possible interactions with senescence. *New Phytologist* 116, 417-424.
27. CUMMINS, G. B., CALDWELL, R. M. (1956). The validity of binomials in the leaf rust fungus complex of cereals and grasses. *Phytopathology* 46, 81-82.
28. DAAMEN, R. A. (1991). An advisory model for control of *Puccinia recondita* in winter wheat. *Netherlands Journal of Plant Pathology* 97, 275-288.
29. DAY, P. R., WOLFE, M. S. (1987). The genetic basis of epidemics. In: WOLFE, M. S., CATEN, C. E. (eds.). *Populations of Plant Pathogens their Dynamic and Genetics*. Blackwell Scientific Publications, Cambridge.
30. DE CANDOLLE, A. (1815). *Uredo rouille des cereales*. *Flora francaise, famille des champignons*, 83.
31. DE LA ROCQUE, B. (1988). Pr vision des dates de traitement contre la rouille brune du bl : le mod le SPIROUIL. Deuxi me Conf rence Internationale sur les Maladies de Plantes 4. ANPP, Paris, France, 319-330.
32. DE VALLAVIEILLE-POPE, C., HUBER, L., LECONTE, M., GOYEAU, H. (1995). Comparative effects of temperature and interrupted wet periods on germination, penetration, and infection of *Puccinia recondita* f. sp. *tritici* and *P. striiformis* on wheat seedlings. *Phytopathology* 85, 409-415.
33. DIRKS, V. A., ROMIG, R. W. (1970). Linear models applied to variation in numbers of cereal rust urediospores. *Phytopathology* 60, 246-251.
34. DIRLEWANGER, E., ISAAC, P. G., RANADE, S., BELAJOUZA, M., COUSIN, R., DE VIENNE, D. (1994). Restriction fragment length polymorphism analysis of loci associated with disease resistance genes and developmental traits in *Pisum sativum* L.. *Theoretical and Applied Genetics* 85, 17-27.
35. DURBIN, R. D. (1984). Effects of rust on plant development in relation to the translocation of inorganic and organic solutes. In: BUSHNELL, W. R., ROELFS, A. P. (eds.). *The Cereal Rusts, Vol. 1: Origins, Specificity, Structures and Physiology*. Academic Press, Inc., Orlando.
36. DUTHIE, J. A. (1997). Models of the response of foliar parasites to the combined effects of temperature and duration of wetness. *Phytopathology* 87, 1088-1095.
37. ERIKSSON, J. (1894).  ber die Spezialisierung des Parasitismus bei den Getreiderostpilzen. *Ber. Deut. Bot. Ges.* 12, 292-331.
38. ERIKSSON, J., HENNING, E. J. (1894). Die Hauptresultate einer neuen Untersuchung  ber die Getreideroste. *Zeitschrift f r Pflanzenkrankheiten* 4, 66-73.
39. EVERSMEYER, M. G. (1997). Computer risk of rust in wheat. *Agricultural Research Magazine* 4, 22.
40. EVERSMEYER, M. G., BURLEIGH, J. R. (1968). Effect of temperature on the longevity of *Puccinia recondita* f. sp. *tritici* urediospores on dry wheat foliage. *Plant Disease Reporter* 52, 186-188.
41. EVERSMEYER, M. G., BURLEIGH, J. R. (1970). A method of predicting epidemic development of wheat leaf rust. *Phytopathology* 60, 805-811.
42. EVERSMEYER, M. G., KRAMER, C. L. (1996). Modelling winter and early spring survival of *Puccinia recondita* in wheat nurseries during 1980 to 1993. *Plant Disease* 80, 490-493.
43. EVERSMEYER, M. G., KRAMER, C. L. (1998). Models of early spring survival of wheat leaf rust in the Central Great Plains. *Plant Disease* 82, 987-991.

44. EVERSMEYER, M. G., KRAMER, C. L., HASSAN, Z. M. (1988). Environmental influences on the establishment of *Puccinia recondita* infection structures. *Plant Disease* 72, 409–412.
45. FELSENSTEIN, F. G., JASER, B. (2000). Wirksamkeit der vertikalen (qualitativen) Mehlttauresistenz bei Weizen- und Gerste. Situationsbericht 2000. EpiLogic GmbH Agrarbiol. Forschung und Beratung, unveröffentlicht.
46. FLATH, K., BARTELS, G. (2002). Virulenzentwicklung des Weizengelbrostes, *Puccinia striiformis* f. sp. *tritici*, in der Bundesrepublik Deutschland. In: SCHÖBER-BUTIN, B. (ed.). Pflanzenschutz im Ackerbau. Mitteilungen der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft 388, 60-66.
47. FLATH, K., KLOCKE, B., BARTELS, G., WEBER, W. E. (2002). Vergleichende Untersuchungen der Wirt – Pathogen – Systeme Weizen / Gelbrost und Roggen / Braunrost hinsichtlich ihrer Virulenzstruktur und –dynamik. Mitteilungen der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft 390, 412–413.
48. FLEMING, R. A. (1983). Development of a simple mechanistic model of cereal rust progress. *Phytopathology* 73, 308-312.
49. FRAUENSTEIN, K., REICHEL, A. (1978). Zum Erkennen von slow-rusting Formen bei Braunrost (*Puccinia recondita* Rob. ex Desm.). 2. Symp. Schaderreger in der industriemäßigen Getreideproduktion der Martin-Luther-Universität. *Wiss. Beiträge* 14, 403-411.
50. FRIEDRICH, S. (1995a). Calculation of the incubation period of powdery mildew under field conditions. *Journal of Plant Disease and Protection* 102, 348-353.
51. FRIEDRICH, S. (1995b). Modelling infection probability of powdery mildew in winter wheat by meteorological input variables. *Journal of Plant Disease and Protection* 102, 354-365.
52. FRIESLAND, H. (2000). Ein agrarmeteorologisches Vorhersagemodell für den Braunrost. Mitteilungen der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft 376, 403-404.
53. GROVE, G. G., BOAL, R. J. (1991). Factors affecting germination of conidia of *Podosphaera clandestina* on leaves and fruit of sweet cherry. *Phytopathology* 81, 1513-1518.
54. GASSENER, G., KIRCHHOFF, H. (1934). Einige Versuche zum Nachweis biologischer Rassen innerhalb des Roggenbraunrostes *P. dispersa* Erikss. et Henn. *Phytopathologische Zeitschrift* 7, 479-486.
55. GÄUMANN, E. (1951). Pflanzliche Infektionslehre. Verlag Birkhäuser, Basel.
56. GÄUMANN, E. (1959): Die Rostpilze Mitteleuropas. Verlag Bückler, Bern.
57. GIVAN, C. V., BROMFIELD, K. R. (1964). Light inhibition of uredospore germination in *Puccinia graminis* va. *tritici*. *Phytopathology* 54, 382-384.
58. GUTSCHE, V., KLUGE, E. (1983). Phyteb-Prognose, ein neues Verfahren zur Prognose des Krautfäuleerstauftrittens (*Phytophthora infestans* Mont. De Bary). *Nachrichtenblatt Pflanzenschutz DDR* 37, 45-48.
59. HALE, M. G., ORCUTT, D. M. (1987). *The Physiology of Plants Under Stress*. Wiley – Interscience Publication, New York.
60. HANSEN, J. G., KLEINHENZ, B., JÖRG, E., WANDER, J. G. N., SPITS, H. G., DOWLEY, L. J., RAUSCHER, E., MICHELANTE, D., DUBOIS, L., STEENBLOCK, T. (2001). Results of validation trials of *Phytophthora* DSSs in Europe, 2001. Sixth Workshop of a European Network for development of an Integrated Control Strategy of potato Late Blight Edinburgh, Scotland, 26-30 September 2001.
61. HARTLEB, H., HARTMANN, G., WOLFF, CH., RÜCKER, P. (1995). Die Ertragswirksamkeit des Braunrostes (*Puccinia recondita* Rob. ex Desm.) an Weizen und Roggen sowie des Zwergrostes (*Puccinia hordei* Otth) an Gerste bei unterschiedlich resistenten Sorten in Sachsen-Anhalt. *Gesunde Pflanzen* 47, 59-64.
62. HAU, B. (1988). Ein erweitertes analytisches Modell für Epidemien von Pflanzenkrankheiten. Habilitationsschrift, Justus-Liebig-Universität, Giessen.
63. HAU, B., EISENSMITH, S. P., KRANZ, J. (1985). Constructions of temporal models: Simulation of aerial epidemics. *Advances in Plant Pathology*, Vol. 3: Mathematical Modelling of Crop Disease. Academic Press, London.
64. HOFFMANN, G. M., NIEHAUS, F., POEHLING, H.-M., SCHÖNBECK, F., WELTZIEN, H. C., WILBERT, H. (1994). *Lehrbuch der Phytomedizin*. 3. Auflage, Blackwell Wissenschafts Verlag, Berlin.

65. HOFFMANN, G. M., SCHMUTTERER, H. (1999). Parasitäre Krankheiten und Schädlinge an landwirtschaftlichen Kulturpflanzen. Eugen Ulmer Verlag, Stuttgart.
66. JOHNSON, D. A. (1980). Effect of low temperature on the latent period of slow and fast rusting winter wheat genotypes. *Plant Disease* 64, 1006-1008.
67. JÖRG, E., KLEINHENZ, B. (1996). Zweimal weniger spritzen. DLG-Mitteilungen 4, 46-48.
68. JÖRG, E., KLEINHENZ, B., RACCA, P., ROSSI, V. (1999). Prognose der Cercospora-Blattfleckenkrankheit mit dem Modell CERCOESY. *Zuckerrübe* 48, 174-176.
69. JÖRG, E., KRAUTHAUSEN, H. J. (2001). Wie gefährlich ist der Rost? DLG-Mitteilungen 3, 42-44.
70. JÖRG, E., ROSSBERG, D. (1998). Entwicklung von SIMLEP 2 zur schlagspezifischen Kartoffelkäferprognose. *Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft* 357, 100.
71. KLEINHENZ, B., JÖRG, E. (1998). Integrierter Pflanzenschutz – Rechnergestützte Entscheidungshilfen. Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten. Reihe A: Angewandte Wissenschaft 473.
72. KLEINHENZ, B., RÖHRIG, M. (2003). So arbeitet das Portal ISIP. DLG-Mitteilungen 2, 52-54.
73. KLOCKE, B. (2004). Virulenzstruktur und –dynamik des Roggenbraunrostes (*Puccinia recondita* f. sp. *secalis*) in der Bundesrepublik Deutschland. Dissertation, Universität Halle-Wittenberg.
74. KLUGE, E., ENZIAN, S., GUTSCHE, V. (1999). Befallsatlas, Atlas der potentiellen Befallsgefährdung durch wichtige Schadorganismen im Ackerbau Deutschlands. Saphir Verlag, Ribbesbüttel.
75. KNOTT, D. R. (1989). *The Wheat Rusts-Breeding for Resistance*. Springer Verlag, Berlin-Heidelberg.
76. KOBYLANSKI, V. D., SOLODUKHINA, O. V. (1983). Die Schadwirkung der wichtigsten Pilzkrankheiten und Methoden der Kurzstrohzüchtung auf Resistenz. *Voprosy Sl. I Genetiki zernovykh Kult.* (Russ.), Moskau, 140-147.
77. KOLMER, J. A. (1996). Genetics of resistance to wheat leaf rust. *Annual Review of Phytopathology* 34, 435-455.
78. KRANZ, J. (1974). The role and scope of the mathematical analysis and modelling in epidemiology. In: KRANZ, J. (ed.). *Epidemics of Plant Diseases: Mathematical Analysis and Modelling*. Springer Verlag, New York, 7-54.
79. KRANZ, J. (1996). *Epidemiologie der Pflanzenkrankheiten. Eine Einführung in Grundlagen, Methoden und praktische Anwendung*. Eugen Ulmer Verlag, Stuttgart.
80. KRANZ, J., HAU, B. (1980). System analysis in epidemiology. *Annual Review of Phytopathology* 18, 63-67.
81. KRANZ, J., ROYLE, D. J. (1978). Perspectives in mathematical modelling of plant disease epidemics. In: SCOTT, P. R., BAINBRIDGE, A. (eds.). *Plant Disease Epidemiology*. Blackwell Scientific Publications, Oxford, 111-120.
82. KRONE, C. (1994). Zum Einfluss induzierter Resistenz auf die "sink-source"-Beziehungen zwischen Echtem Mehltau und Wintergerste. Dissertation, Universität Hannover.
83. LEFFELAAR, P. A. (1993). Basic elements of dynamic simulation. In: LEFFELAAR, P. A. (ed.). *On system analysis and simulation of ecological processes*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
84. LEßNER, B., SPERLING, U. (1995). Charakterisierung von Roggen-Braunrost-Isolaten mit Hilfe von Roggen-Inzuchtlinien. Bericht über die 46. Arbeitstagung 1995 der Arbeitsgemeinschaft der Saatzuchtler im Rahmen der „Vereinigung österreichischer Pflanzenzüchter“, BAL Gumpenstein, 21-23.
85. LONG, D. L., KOLMER, J. A. (1989). A North American system of nomenclature for *Puccinia recondita* f. sp. *tritici*. *Phytopathology* 79, 525-529.
86. LONG, D. L., KOLMER, J. A., LEONARD, K. J., HUGHES, M. E. (2002). Physiologic specialization of *Puccinia triticina* on wheat in the United States in 2000. *Plant Disease* 86, 981-986.
87. LONG, D. L., LEONARD, K. J., ROBERTS, J. J. (1998). Virulence and diversity of wheat leaf rust in the United States in 1993 to 1995. *Plant Disease* 82, 1391-1400.

88. MADDEN, L. V. (1980). Quantification of disease progression. *Prot. Ecol.* 2, 159-176.
89. MAINS, E. B. (1926). Rye resistant to leaf rust, stem rust and powdery mildew. *Journal of Agricultural Research* 32, 201-221.
90. MAINS, E. B. (1932). Host specialization in the leaf rust of grasses *Puccinia rubigovera*. *Mich. Acad. Sci.* 17, 289-394.
91. MANISTERSKI, J., EYAL, Z., BEN-YEHUDA, P., KOSMAN, E. (2000). Comparative analysis of indices in the study of virulence diversity between and within populations of *Puccinia recondita* f. sp. *tritici* in Israel. *Phytopathology* 90, 601-607.
92. MANNINGER, K. (1992). Occurrence and virulence of wheat leaf rust in Hungary. *Vorträge für Pflanzenzüchtung* 24, 84-86.
93. MANNINGER, K. (2000). Virulence survey of wheat leaf rust in Hungary: Races/Pathotypes in 1999. *Acta Phytopathologica et Entomologica Hungarica* 35, 421-428.
94. MCINTOSH, R. A., BROWN, G. N. (1997). Anticipatory breeding for resistance to rust diseases in wheat. *Annual Review of Phytopathology* 35, 311-326.
95. METHA, K. C. (1923). Observations and experiments on cereal rusts in the neighbourhood of Cambridge, with special reference to their annual recurrence. *Trans. Brit. Mycol. Soc.* 8, 142.
96. MIEDANER, T. (1997). Roggen - Vom Unkraut zur Volksnahrung. DLG-Verlags-GmbH, Frankfurt am Main.
97. MIEDANER, T., GEY, A.-K. M., SPERLING, U., GEIGER, H. H. (2002). Quantitative-genetic analysis of leaf-rust resistance in seedling and adult-plant stages of inbred lines and their testcrosses in winter rye. *Plant Breeding* 121, 457-479.
98. MIEDANER, T., SPERLING, U. (1995). Effect of leaf rust on yield components of winter rye hybrids and assesment of quantitative resistance. *Journal of Phytopathology* 143, 725-730.
99. MINKEVICH, I. I., ZAKHAROVA, T. I. (1987). Use of qualitative characteristics for long-term seasonal forecasting of winter wheat brown rust. *Mikologiya I Fitopatologiya* 21, 56-59.
100. MÖLLER, K. (2002). Hybridroggen - Was bringt höhere Wassereffizienz. *Praxisnah* 4.
101. MUELLER, D. S., BUCK, J. W. (2003). Effect of light, temperature, and leaf wetness duration on daylily rust. *Plant Disease* 87, 442-445.
102. NOVER, I., LEHMANN, C. O. (1967). Resistenzeigenschaften im Gersten- und Weizensortiment Gatersleben. 8. Prüfung von Weizen auf ihr Verhalten gegenüber *P. triticina* Ericss. (*P. recondita* Rob. ex Desm.). *Kulturpflanze* 15, 181-198.
103. OBST, A., GEHRING, K. (2002). Krankheiten und Schädlinge des Getreides. Thomas Mann Verlag, Gelsenkirchen – Buer.
104. PARK, R. F., FELSENSTEIN, F. G. (1998). Physiological specialisation and pathotype distribution of *Puccinia recondita* in western Europe in 1995. *Plant Pathology* 47, 157-164.
105. PARLEVIET, J. E. (1979). Components of resistance that reduce the rate of epidemic development. *Annual Review of Phytopathology* 17, 203-222.
106. PAVELEY, N. D. (1993). Integrated disease risk (IDR) – A quantitative index system for wheat disease control decision support. In: SECHER, B. J. M., ROSSI, V., BATTILANI, P. (eds.). *Proceedings of the Workshop on Computer Based DSS on Crop Protection*. SP-Report 7. Danish Institute of Plant and Soil Science, Lyngby, 47-56.
107. PRIGGE, G., GERHARD, M., HABERMAYER, J. (2004). Pilzkrankheiten und Schadsymptome im Getreidebau. *Landwirtschaftsverlag, Münster*.
108. RACCA, P. (2006). Mündliche Mitteilung. März 2006.
109. RACCA, P., JÖRG, E. (2006). CERC BET 3: A forecaster for epidemic development of *Cercospora beticola*. *Proceedings of EPPO Conference on Computer Aids for Plant Protection, Wageningen (NL), 2006-10-17-19 in press*.
110. RACCA, P., JÖRG, E., MITTLER, S., PETERSEN, J. (2002). Blattkrankheiten bei Zuckerrüben – Prognoseansätze zur Optimierung des Fungizideinsatzes. *Zuckerindustrie* 127, 949-958.

111. RACCA, P., JÖRG, E., MITTLER, S., PETERSEN, J. (2002). CERCBET 3 - ein flexibles Modell zur Prognose von Bekämpfungsschwellenüberschreitungen bei *Cercospora beticola*. Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft 390, 218-219.
112. RACCA, P., JÖRG, E., MITTLER, S., PETERSEN, J. (2004): CERCBET 3 - als Entscheidungshilfe zur Bekämpfung von *Cercospora beticola* in Zuckerrüben. Behandlungsstrategie und Fungizidwirkung. Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft 396, 166.
113. RACCA, P., ROSSI, V., JÖRG, E., KLEINHENZ, B. (2000). A preliminary model simulating powdery mildew epidemics on sugar beet. Proc. 63. IIRB-Congress (Mediterranean Section), Interlaken, 35-45.
114. RÄDER, T., JÖRG, E. (2006a). Braunrost sicher im Griff? Rheinische Bauernzeitung 17, 16-18.
115. RÄDER, T., JÖRG, E. (2006b). Braunrost fällt im Mai über obere Blattetagen her. Landwirtschaftliches Wochenblatt Hessen, Rheinland Pfalz 18, 15-19.
116. RAJARAM, S. (2001). Prospects and promise of wheat breeding in the 21st century. Euphytica 119, 3-15.
117. RAO, K. V. S., BERGGREN, G. T., SNOW, J. P. (1990). Characterization of wheat leaf rust epidemics in Louisiana. Phytopathology 80, 402-410.
118. RICHARDS, F. J. (1959). A flexible growth function for empirical use. J. Exp. Bot. 10, 290-300.
119. ROELFS, A. P., DIRKS, V. A., ROMIG, R. W. (1968). A comparison of rod and slide samplers used in cereal rust epidemiology. Phytopathology 58, 1150-1154.
120. ROELFS, A. P., HUERTA-ESPINO, J., MARSHALL, D. (1992). Barley stripe rust in Texas. Plant Disease 76, 538.
121. ROELFS, A. P., HUERTA-ESPINO, J., SINGH, R. P. (2002). The wheat rusts. In: CURTIS, B. C., RAJARAM, S., GOMEZ MACPHERSON, H. (eds.). Bread Wheat. FAO 2002. ISBN, Rom.
122. ROMIG, R. W., DIRKS, V. A. (1966). Evaluation of generalized curves for number of cereal rust uredospores trapped on slides. Phytopathology 56, 1376-1380.
123. ROßBERG, D., JÖRG, E., FALKE, K. (2005). SIMONTO - ein neues Ontogenesemodell für Wintergetreide und Winterraps. Nachrichtenblatt des Deutschen Pflanzenschutzdienstes 57, 74-80.
124. ROSSI, V., RACCA, P., BATTILANI, P. (1994). A simulation model for *Cercospora* leaf spot epidemics on sugarbeet. Phytopath. medit. 33, 105-112.
125. ROSSI, V., RACCA, P., GIOSUE, S., PANCALDI, D., ALBERTI, I. (1997). A simulation model for the development of brown rust epidemics in winter wheat. European Journal of Phytopathology 103, 453-465.
126. ROSSI, V., RACCA, P., PANCALDI, D., ALBERTI, I. (1996). Appearance of *Puccinia recondita* f. sp. *tritici* on winter wheat: a simulation model. EPPO Bulletin 26, 555-566.
127. ROWELL, J. B. (1981). Relation of postpenetration events in Idae 59 wheat seedling to low receptivity to infection by *Puccinia graminis* f. sp. *tritici*. Phytopathology 71, 732-736.
128. ROWELL, J. B. (1982). Control of wheat stem rust by low receptivity to infection conditioned by a single dominant gene. Phytopathology 72, 297-299.
129. ROWELL, J. B., ROMIG, R. W. (1966). Detection of urediospores of wheat rusts in spring rain. Phytopathology 56, 807-811.
130. SAMBORSKI, D. J. (1985). Wheat leaf rust. In: ROELFS, A. P., BUSHNELL, W. R. (eds.). The Cereal Rusts, Vol. 2: Diseases, Distribution, Epidemiology, and Control. Academic Press, Orlando, FL, USA.
131. SAVILE, D. B. O. (1984). Taxonomy of the cereal rust fungi. In: BUSHNELL, W. R., ROELFS, A. P. (eds.). The Cereal Rusts, Vol. 1: Origins, Specificity, Structures, and Physiology. Academic Press, Orlando, FL, USA.
132. SAWHNEY, R. N. (1995). Genetics of wheat-rust interaction. Plant Breed Rev 13, 293-343.
133. SCHMIDT, H. K. (1991). Schätzung quantitativer-genetischer Parameter für partielle Resistenz von Roggen gegenüber Echtem Mehltau unter Feldbedingungen. Dissertation, Universität Hohenheim.

134. SHANER, G., HESS, F. D. (1978). Equation for integrating components of slow leaf-rusting resistance in wheat. *Phytopathology* 68, 1464-1469.
135. SINGH, R. P. (1991). Pathogenity variation of *Puccinia recondita* f. sp. *tritici* and *Puccinia graminis* f. sp. *tritici* in wheat-growing areas in Mexico during 1988 and 1989. *Plant Disease* 75, 790-794.
136. STAKMAN, E. C., CHRISTENSEN, C. M. (1946). Aerobiology in relation to plant diseases. *Botanical Review* 12, 205-253.
137. STAKMAN, E. C., STEWART, D. M., LOEGERING, W. Q. (1962). Identification of physiologic races of *Puccinia graminis* var. *tritici*. U. S. Dep. Agric. Bull. E 617.
138. STATISTISCHES BUNDESAMT (2003). Land- und Forstwirtschaft, Fischerei, Wachstum und Ernte – Feldfrüchte, Juli/August, Fachserie 3 Reihe 3.2.1, 9.
139. STATLER, G., HELGESON, G. (1988). Fungicide spray decision for wheat leaf rust. *North Dakota Farm Res.* 45, 14-16.
140. STEEL, K. A., HUMPHREYS, E., WELLINGS, C. R., DICKINSON, M. J. (2001). Support for a stepwise mutation model for pathogen evolution in Australian *Puccinia striiformis* f. sp. *tritici* by use of molecular markers. *Plant Pathology* 50, 174-180.
141. STOCK, F. (1931). Untersuchungen über Keimung und Keimschlauch der Uredosporen einiger Getreideroste. *Phytopathologische Zeitschrift* 3, 231-279.
142. STUBBS, R. W., PRESCOTT, J. M., SAARI, E. E., DUBIN, H. J. (1986). *Cereal Disease Methodology Manual*. Mexico, DF, CIMMYT, 46.
143. STUCKEY, R. E., ZADOKS, J. C. (1989). Effect of interrupted leaf wetness periods on pustule development of *Puccinia recondita* f. sp. *tritici* on wheat. *Netherlands Journal of Plant Pathology* 95, 175–185.
144. SZUNICS, L., SZUNICS, L., VIDA, G. (1999). Changes in the race composition of the wheat powdery mildew population over the last 25 years. *Novenytermeles* 48, 357–366.
145. TENG, P. S. (1981). Validation of computer models of plant disease epidemics: A review of philosophy and methodology. *Journal of Plant Disease and Protection* 88, 49-63.
146. TENG, P. S. (1985). A comparison of simulation approaches to epidemic modeling. *Annual Review of Phytopathology* 23, 351–379.
147. THINLAY, R., ZEIGLER, S., FINCKH, M. R. (2000). Pathogenic variability of *Pyricularia grisea* from the high- and mid-elevation zones of Bhutan. *Phytopathology* 90, 621-628.
148. TOMERLIN, J. R., EVERSMEYER, M. G., KRAMER, C. L., BROWDER, L. E. (1983). Temperature and host effects on latent and infectious periods and urediniospore production of *Puccinia recondita* f. sp. *tritici*. *Phytopathology* 73, 414-419.
149. VANDERPLANK, J. E. (1963). *Plant Diseases: Epidemics and Control*. Academic Press, New York.
150. VON KRÖCHER, C. (1990). Untersuchungen zum Rassenspektrum bei Weizenbraunrost (*Puccinia recondita* Rob. Ex Desm. f. sp. *tritici* Eriks. & Henn). Dissertation, Universität Göttingen.
151. WAGGONER, P. E. (1974). Simulation of epidemics. In: KRANZ, J. (ed.). *Epidemics of Plant Disease*. Springer Verlag, Berlin, Heidelberg, New York.
152. WAGGONER, P. E. (1977). Contribution of mathematical models to epidemiology. *Ann. N. Y. Acad. Sci.* 287, 191-206.
153. WAGGONER, P. E. (1978). Computer simulation of epidemics. In: HORSFALL, J. G., COWLING, E. B. (eds.). *Plant Disease Volume II*. Academic Press New York, San Francisco, London.
154. WAGGONER, P. E., HORSFALL, J. G. (1969). EPIDEM, a simulator of plant disease written for computer. *Conn. Agric. Expt. Stn. Bull.* 698.
155. WARD, H. M. (1901). The Bromes and their rust-fungus (*Puccinia dispersa*). *Annals of Botany* 15, 560.
156. WARD, H. M. (1902). On the relations between host and parasite in the Bromes and their brown rust, *Puccinia dispersa* Erikss.. *Annals of Botany* 16, 233.
157. WATSON, I. A. (1970). Changes in virulence and population shifts in plant pathogens. *Annual Review of Phytopathology* 8, 209-230.

158. WEBB, D. H., NUTTER, F. W. (1997). Effects of leaf wetness duration and temperature on infection efficiency, latent period, and rate of pustule appearance of rust in alfalfa. *Phytopathology* 87, 946-950.
159. WELZ, G. (1986). Struktur und Dynamik der Virulenz in Populationen von *Erysiphe graminis* f. sp. *hordei*. Marchal. Dissertation, Universität Gießen.
160. WIESE, M. V., RAVENSCROFT, A. V. (1979). Environmental effects on inoculum quality of dormant rust uredospores. *Phytopathology* 69, 1106-1108.
161. WILSON, M., HENDERSON, D. M. (1966). *British Rust Fungi*. University Press, Cambridge.
162. WOLFE, M. S., FINCKH, M. R. (1996). Pathogen population biology and disease control. In: HARTLEB, H., HEITEFUSS, R., HOPPE, H.-H. (eds.). *Resistance of Crop Plants against Fungi*. Fischer Verlag, Jena.
163. WOLFE, M. S., FINCKH, M. R. (1997). Diversity of host resistance within the crop: Effects on host, pathogen and disease. In: HARTLEB, H., HEITEFUSS, R., HOPPE, H.-H. (eds.). *Resistance of Crop Plants against Fungi*. Fischer Verlag, Jena.
164. YOUNG, N. D., DANESH, D., MENCIO-HAUTEA, D., KUMAR, L. (1993). Mapping oligogenic resistance to powdery mildew in mung-bean with RFLP. *Theoretical and Applied Genetics* 87, 243-249.
165. ZADOKS, J. C. (1961). Yellow rust on wheat, studies in epidemiology and physiologic specializations. *Tidschr. Plantenziekten* 67, 69-256.
166. ZADOKS, J. C. (1965). Epidemiology of wheat rusts in Europe. *FAO Plant Protection Bulletin* 13, 97-108.
167. ZADOKS, J. C., GROENEWEGEN, L. J. M. (1967). On light sensitivity in germinating uredospores of wheat brown rusts. *Netherland Journal of Plant Pathology* 73, 83-102.
168. ZADOKS, J. C., KAMPMEIJER, P. (1977). The role of crop populations and their deployment, illustrated by means of a simulator, EPIMUL76. *Ann. N. Y. Acad. Sci.* 287, 164-190.
169. ZEDERBAUER, R. (2001). Diagnostik und Bekämpfung von Getreidekrankheiten. *Getreidefachtagung, BAL Gumpenstein*, 21-26.
170. ZELLER, F. J., HSAM, S. L. K. (2004). Weizen: Grundstoff für die menschliche Ernährung und für industrielle Erzeugnisse. *Naturwissenschaftliche Rundschau* 57, 413-421.
171. ZHAN, J., MUNDT, C. C., HOFFER, M. E., MC DONALD, B. A. (2002). Local adaptation and effect of host genotype on the rate of pathogen evolution: An experimental test in a plant pathosystem. *Journal of Evolutionary Biology* 15, 634-647.

Danksagung

Mein Dank gilt Herrn Prof. Dr. B. Hau für die sehr gute Betreuung, die gewährte Selbstständigkeit, die ständige Diskussionsbereitschaft und die kritische Durchsicht meiner Arbeit.

Herrn Prof. Dr. H. Buchenauer danke ich für die Übernahme des Korreferates.

Ein ganz besonderer Dank gilt Dr. Paolo Racca und Dr. Erich Jörg für die ausgezeichnete Betreuung und Unterstützung während der Erstellung dieser Arbeit.

Allen Mitarbeitern der ZEPP, insbesondere dem Geschäftsführer Dr. Benno Kleinhenz sowie Cornelia Braun, Kristina Falke, Barbara Keil und Tina Gries danke ich für die stete Hilfsbereitschaft und die vielen Anregungen.

Ferner gilt mein Dank der Abteilung Landwirtschaft am Dienstleistungszentrum Ländlicher Raum Rheinhessen-Nahe-Hunsrück, insbesondere Herrn Bernd Lenhart, Peter Kerner und Hans Schmahl für die große Hilfsbereitschaft und die freundliche Atmosphäre während meiner Promotionszeit.

Weiterhin danke ich Frau Dr. K. Flath, Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, für die Durchführung der Virulenzuntersuchungen und die vielen anregenden Diskussionen sowie Herrn Dr. J. Speakman, BASF Agrarzentrum Limburgerhof, für die Bereitstellung des Inokulums.

Besonderer Dank gilt auch den Pflanzenschutzdiensten der Länder für die tatkräftige Unterstützung und Hilfsbereitschaft sowie die Bereitstellung der Erhebungsdaten.

Außerdem bedanke ich mich bei der Deutschen Bundesstiftung Umwelt, die mir diese Arbeit finanziell ermöglicht hat.

Ganz besonders möchte ich mich an dieser Stelle bei meiner Frau Kerstin und meinen Eltern für die vielfältige und liebevolle Unterstützung bedanken.

Curriculum vitae

Persönliche Daten	Name:	Thomas Räder
	Geburtstag:	11.10.1976
	Familienstand: Nationalität:	verheiratet, keine Kinder deutsch
Schulausbildung	08/83 – 07/87	Grundschule Gundersheim
	08/87 – 06/96	Gymnasium am Römerkastell in Alzey <u>Abschluss</u> : Allgemeine Hochschulreife
Zivildienst	07/96 – 07/97	Zivildienst an der Staatlichen Lehr- und Versuchsanstalt für Landwirtschaft, Weinbau und Gartenbau in Oppenheim
Studium	09/97 – 05/02	Studium der Allgemeinen Agrarwissenschaften an der Universität Stuttgart–Hohenheim, <u>Fachrichtung</u> : Pflanzenproduktion <u>Abschluss</u> : Dipl.- Ing. sc. agr. <u>Diplomarbeit</u> : „Epidemiologische Untersuchungen zum Rübenrost“
	07/03-08/06	Promotionsstipendium bei der Deutschen Bundesstiftung Umwelt in Osnabrück Externer Doktorand an der Universität Hannover <u>Durchführung</u> : Zentralstelle der Länder für EDV-gestützte Entscheidungshilfen und Programme im Pflanzenschutz und Dienstleistungszentrum Ländlicher Raum Rheinhessen–Nahe–Hunsrück
Praktika und berufliche Tätigkeiten	06/94 – 08/94, 06/95 – 08/95	Erntehelfer bei der Raiffeisen Waren-Zentrale Rhein-Main eG Worms
	04/98 – 05/98, 09/98 – 10/98, 04/99 – 05/99	Aushilfskraft in der Maiszüchtung bei der Firma PAU in Ladenburg
	03/00 – 05/00	Praktikum an der Landesanstalt für Pflanzenbau und Pflanzenschutz in Mainz
	07/00 – 10/00, 06/01 – 12/01, 06/02 – 08/02	Aushilfskraft an der Landesanstalt für Pflanzenbau und Pflanzenschutz in Mainz
	09/02 – 06/03	Wissenschaftlicher Mitarbeiter bei der Zentralstelle der Länder für EDV-gestützte Entscheidungshilfen und Programme im Pflanzenschutz und bei der Landesanstalt für Pflanzenbau und Pflanzenschutz in Mainz
	09/05 – 11/05	Praktikum bei Syngenta Agro, Abteilung Portfolio Management

Curriculum vitae

Personal Information	Name:	Thomas Räder
	Date of Birth:	11.10.1976
	Family Status:	married, no children
	Nationality:	german
Schooling	08/83 – 07/87	Elementary school Gundersheim
	08/87 – 06/96	Gymnasium am Römerkastell in Alzey <u>Degree</u> : Allgemeine Hochschulreife
National service	07/96 – 07/97	National service at the Staatliche Lehr- und Versuchsanstalt für Landwirtschaft, Weinbau und Gartenbau in Oppenheim
Study	09/97 – 05/02	Study of agricultural science at the University of Stuttgart-Hohenheim, <u>Expertise</u> : Plant production <u>Degree</u> : Dipl.- Ing. sc. agr.
	07/03-08/06	Graduate student at the university of Hannover Sponsored by the Scholarship Programme of the German Federal Environmental Foundation Place of work: Central Institution for Decision Support Systems in Crop Protection and Agricultural Public Service Center Rheinhessen-Nahe-Hunsrück, Bad Kreuznach
Experience	06/94 – 08/94, 06/95 – 08/95	Practical at the Raiffeisen Waren-Zentrale Rhein-Main eG Worms (cereal crops)
	04/98 – 05/98, 09/98 – 10/98, 04/99 – 05/99	Practical at PAU company in Ladenburg (maize breeding)
	03/00 – 05/00	Practical at the Landesanstalt für Pflanzenbau und Pflanzenschutz, Mainz
	07/00 – 10/00, 06/01 – 12/01, 06/02 – 08/02	Working experience at the Landesanstalt für Pflanzenbau und Pflanzenschutz, Mainz
	09/02 – 06/03	Scientific worker at the Central Institution for Decision Support Systems in Crop Protection and the Landesanstalt für Pflanzenbau und Pflanzenschutz in Mainz
	09/05 – 11/05	Practical at Syngenta Agro company, compartment Portfolio Management