

Eine empirische Analyse der Internetnutzungsintensität in der deutschen Landwirtschaft

An Empirical Study of Internet Use Intensity in German Agriculture

Marius Michels, Wilm Fecke, Jan-Henning Feil und Oliver Mußhoff
Georg-August-Universität Göttingen

Johanna Pigisch und Saskia Krone
Kleffmann Group, Lüdinghausen

Zusammenfassung

Das Internet spielt eine bedeutende Rolle für die Entwicklung ländlicher Räume und bietet viele betriebliche Anwendungs- und Nutzungsmöglichkeiten für Landwirte. Über die Determinanten der Internetnutzungsintensität deutscher Landwirte ist jedoch wenig bekannt. In dieser Studie wird daher anhand einer repräsentativen Stichprobe aus dem Jahr 2016 untersucht, welche Faktoren die Internetnutzungsintensität deutscher Landwirte beeinflussen. Zur Beantwortung der Forschungsfrage wird ein Ordinales Probit-Modell verwendet. Die Ergebnisse zeigen, dass Alter und Bildung der Landwirte sowie Betriebsgröße und -standort einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Internetnutzungsintensität von Landwirten haben. Weiterhin kann gezeigt werden, dass Informiertheit über Gefahren im Internet eine Rolle für die Internetnutzungsintensität spielt. Die Ergebnisse können sowohl für die Politik als auch für Dienstleistungsanbieter interessant sein, da sie erste Erkenntnisse zu Einflussfaktoren auf die Internetnutzungsintensität deutscher Landwirte liefern und somit Anhaltspunkte für potentielle Verbesserungen in diesem Bereich geben können.

Schlüsselwörter

Internetnutzung; deutsche Landwirte; Technologieadoption; Innovation; Digitalisierung; Ordinales Probit-Modell

Abstract

The internet plays a promising role for the future development of rural areas and offers several potential business relevant applications for agricultural entrepreneurs. Yet, little is known about the determinants of internet use intensity of German farmers. Thus, this paper empirically explores factors affecting internet

use intensity in German agriculture using a representative data set collected in 2016. The representative data were analyzed using an ordered probit model. The results indicate that age, education, farm size and farm location play a statistical significant role. Moreover, our results show that farmers, who feel informed about dangers of the web, are more likely to be frequent internet user. Our results can be of interest for both policy makers and providers since they offer first insights into the determinants of German farmers' internet use intensity and, thus, provide hints for potential improvements in this area.

Key Words

internet use; German farmers; technology adoption; innovation; digitalization; Ordinal Probit Model

1 Einleitung

Technische Innovationen, wie das Internet, erfahren in ländlichen Regionen zumeist eine spätere Übernahme durch die Bevölkerung als in urbanen Regionen. Ländliche Regionen sind jedoch besonders stark von einer adäquaten digitalen Infrastruktur abhängig, um weiterhin als Wohnort und Arbeitsplatz attraktiv zu bleiben (SALEMINK et al., 2017; WHITACRE, 2008). Zugang zum Internet gilt als wichtiger Faktor für die soziale Einbindung und weitere wirtschaftliche Entwicklung des ländlichen Raums (WARREN, 2007). Aus diesem Grund ist es auch das Bestreben der Europäischen Union, im Rahmen der Digital Agenda bis 2020 einen flächendeckenden Zugang für alle Mitgliedsländer zum Hochgeschwindigkeitsinternet mit mindestens 30 Megabit pro Sekunde (Mbit/s) zu ermöglichen (EUROPÄISCHES PARLAMENT, 2017). Auch die deutsche Bundesregierung forciert die Verbesserung der Verfügbarkeit von Breitbandinternet, um

Wettbewerbsnachteile ländlicher Räume auszugleichen und die „digitale Kluft“ zu schließen. Im Jahr 2018 ist daher eine flächendeckende Versorgung aller deutschen Haushalte mit 50 Mbit/s geplant (BMVI, 2015).

Ländliche Regionen sind zu einem großen Teil wirtschaftlich und kulturell durch die Landwirtschaft geprägt (JEFFCOAT et al., 2012; MORRIS et al., 2017). Ein bedeutender Aspekt für die weitere Entwicklung der Landwirtschaft ist die Bereitstellung moderner digitaler Informations- und Kommunikationstechnologien, wie es das Internet darstellt (KALOXYLOS et al., 2013). Eine fortschreitende Integration von Computern in die landwirtschaftliche Primärproduktion wurde bereits seit den achtziger Jahren prognostiziert (HOLT, 1985). Heute steht der Einsatz des Internets im Mittelpunkt (HENNESSY et al., 2016). Allgemein können durch die Internetnutzung Transaktions- und Suchkosten im Tagesgeschäft von Landwirten verringert werden (SMITH et al., 2004). So kann durch das Internet z.B. ein besserer Zugang zu Preis- und Wetterinformationen (ROLFE et al., 2003) sowie einem größeren Pool an Lieferanten oder Kunden erreicht werden (BATTE und ERNST, 2007), was zu Produktionsvorteilen bzw. Einsparpotentialen führen kann (AKER et al., 2016; AKER, 2011; ROLFE et al., 2003). Ebenso können Internetdienstleistungen, wie z.B. Homebanking, das Tagesgeschäft erleichtern und effizienter gestalten (JEFFCOAT et al., 2012; ROLFE et al., 2003). Allgemein kann eine intensivere Internetnutzung zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit eines landwirtschaftlichen Unternehmens führen (MISHRA und PARK, 2005). Darüber hinaus bildet das Internet die Basis für den erfolgreichen Einsatz von SmartFarming-Konzepten bzw. die Entwicklung zur Landwirtschaft 4.0 (CLASEN, 2016), welche neben Produktions- und Kostenvorteilen durch gezielteren Einsatz von Inputfaktoren auch eine umweltschonendere Landwirtschaft durch bedarfsgerechtere Applikation von Dünge- und Pflanzenschutzmitteln ermöglichen kann (MÜLLER, 2016).

Zurückliegende Studien konzentrieren sich verstärkt auf die Internetnutzungsentscheidung von Landwirten in den USA und nutzen überwiegend ökonomische Ansätze (BATTE, 2005; BRIGGEMAN und WHITACRE, 2010; BURKE und SEWAKE, 2008; GLOY und AKRIDGE, 2000; MISHRA et al., 2009; MISHRA und PARK, 2005; MISHRA und WILLIAMS, 2006; SMITH et al., 2004). Nur wenige Untersuchungen haben sich bisher mit der Internetnutzung von Landwirten in anderen Ländern, wie z.B. in Großbritannien

(WARREN, 2004; WARREN et al., 2000), Griechenland (ADAMIDES et al., 2013) oder Australien (ROLFE et al., 2003) auseinandergesetzt. Die Studien von BAHLMANN et al. (2009), HENNEMANN und THEUVSEN (2004) sowie ROSSKOPF und WAGNER (2006) gehören zu den wenigen Arbeiten, die die Internetnutzung in der deutschen Landwirtschaft thematisieren. Weiterhin haben sich BÖCKER und BRODERSEN (2001), DOLUSCHITZ (2002) sowie DOLUSCHITZ und PAPE (2002) qualitativ mit dem Potenzial des Online-Handels in der deutschen Agrarwirtschaft beschäftigt. Quantitative Untersuchungen zur Internetnutzung bzw. Internetnutzungsintensität in der deutschen Landwirtschaft gibt es bislang nicht.

Ferner untersuchen die meisten Studien lediglich, ob das Internet von Landwirten genutzt wird, nicht aber, welche Faktoren die Intensität der Nutzung beeinflussen. Ein Verständnis dieser Faktoren ist dabei wichtig, um z.B. Internetanwendungen für die Integration in die alltäglichen Betriebsabläufe möglichst kundengerecht zu entwickeln bzw. weiterzuentwickeln. Durch eine bessere Kenntnis der Faktoren können internetbasierte Anwendungen zielgerichteter auf das Nutzungsverhalten der Landwirte angepasst werden. Nur MISHRA und PARK (2005) sowie MISHRA et al. (2009) betrachten bisher die Nutzungsintensität anhand der verwendeten Applikationen bzw. des Anteils der betrieblichen Online-Käufe an den gesamten Online-Käufen in den USA.

Ein Großteil der zuvor genannten Literatur liegt allerdings einige Jahre zurück. Da das Internet aber vielversprechend für die zukünftige Entwicklung der Landwirtschaft ist, sind gerade aktuelle Studien zu dieser Thematik von großer Bedeutung. Vor diesem Hintergrund besteht das Ziel dieses Beitrags darin, die Faktoren zu identifizieren, die die Intensität der Internetnutzung von Landwirten heute maßgeblich beeinflussen. Die Grundlage für die Untersuchung bildet eine Umfrage zur Internetnutzungsintensität unter 829 deutschen Landwirten aus dem Jahr 2016. Die Stichprobe ist hinsichtlich Alter der Landwirte, Betriebsgröße, Diversifizierung sowie Standort für die deutsche Landwirtschaft repräsentativ. Die aus der Umfrage gewonnenen Daten werden anhand eines Ordinalen Probit-Modells untersucht. Nach dem besten Wissen der Autoren ist dies die erste quantitative, repräsentative Untersuchung der Internetnutzungsintensität deutscher Landwirte.

Der Rest des Beitrags ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 wird ein Literaturüberblick über die bisherigen Studien zur Internetnutzung in der Landwirt-

schaft gegeben. Die Datengrundlage und das verwendete ökonomische Modell werden in Abschnitt 3 beschrieben. Anschließend werden die Ergebnisse des ökonomischen Modells präsentiert und diskutiert (Abschnitt 4). Der Beitrag schließt mit den Schlussfolgerungen (Abschnitt 5).

2 Literatur und Hypothesen

Die Innovationsdiffusionstheorie von ROGERS (2003) wird in vielen wissenschaftlichen Disziplinen zur Analyse der Technologieadoption verwendet.¹ Im Rahmen dieser Theorie werden verschiedene Variablen berücksichtigt, die die Übernahme von Innovationen beeinflussen können. Dazu zählen z.B. Charakteristika der Innovation und des Individuums als auch Eigenschaften des Unternehmens (ROGERS, 2003). Für die Hypothesengenerierung werden dementsprechend im Folgenden soziodemographische Charakteristika der Landwirte, Eigenschaften ihrer Betriebe sowie Internet-spezifische Faktoren berücksichtigt. Bezüglich der soziodemographischen Charakteristika der Landwirte zeigen z.B. GLOY und AKRIDGE (2000), dass die Wahrscheinlichkeit, dass amerikanische Landwirte das Internet nutzen, mit steigendem Alter sinkt. Passend dazu beschreiben MISHRA et al. (2009), dass die Wahrscheinlichkeit der Internetnutzung amerikanischer Landwirte bis zum einem Alter von 32 Jahren ansteigt und dann kontinuierlich abfällt. Weiterhin nutzen männliche Landwirte eher eine neue Technologie als ihre weiblichen Berufskollegen (DOSS und MORRIS, 2001). So stellen ERNST und TUCKER (2001) fest, dass männliche amerikanische Gemüselandwirte eher das Internet nutzen als ihre weiblichen Berufskollegen. ADAMIDES et al. (2013) hingegen finden keinen statistisch signifikanten Effekt des Geschlechts auf die Internetnutzung. Darüber hinaus konnte die Bildung des Landwirts als Einflussfaktor auf die Internetnutzung identifiziert werden. So weisen SMITH et al. (2004) darauf hin, dass amerikanische Landwirte mit einem relativ höheren Bildungsabschluss eher bereit sind, das Internet zu nutzen als Landwirte ohne vergleichbaren Abschluss. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen auch MISHRA et al. (2009). Es können daher folgende Hypothesen formuliert werden:

H1a: Das Alter des Landwirts hat einen statistisch signifikanten negativen Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

H1b: Das Geschlecht des Landwirts hat einen statistisch signifikanten Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

H1c: Der Bildungsgrad des Landwirts hat einen statistisch signifikanten positiven Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

Hinsichtlich des genauen Einflusses von betrieblichen Eigenschaften auf die Internetnutzung gibt es in der vorliegenden Literatur bislang wenige Erkenntnisse. So finden GLOY und AKRIDGE (2000) heraus, dass die Betriebsgröße in Hektar Ackerland zwar für die Computernutzung eine bedeutende Rolle spielt, aber auf die Entscheidung, das Internet zu nutzen, keinen statistisch signifikanten Effekt hat. MISHRA et al. (2009) hingegen zeigen in einer aktuelleren Studie, dass mit steigender Betriebsgröße, gemessen als Höhe des betrieblichen Umsatzes, die Wahrscheinlichkeit, das Internet zu nutzen, steigt. Da Landwirte von größeren Betrieben einen höheren Informationsbedarf z.B. bezüglich Vermarktungsmöglichkeiten oder den Einsatz neuer Technologien haben (MISHRA et al., 2009), lässt sich vermuten, dass eben diese Landwirte auch das Internet intensiver nutzen. Auch ein Effekt der betrieblichen Diversifizierung auf die Nutzungsentcheidung des Internets konnte identifiziert werden (ADAMIDES et al., 2013; MISHRA und PARK, 2005). Explizit zeigen MISHRA und PARK (2005), dass mit steigendem Diversifizierungsgrad die Anzahl der verwendeten Internetapplikationen statistisch signifikant ansteigt. Darüber hinaus zeigt WARREN (2004), dass Landwirte bei Erweiterung des Betriebes um einen zusätzlichen Betriebszweig das Internet verstärkt nutzen. Folglich ist es plausibel, dass ein höherer Diversifizierungsgrad einen höheren Informationsbedarf zur Folge hat und daher die Internetnutzungsintensität ansteigt. In Bezug auf die relevanten betrieblichen Charakteristika ist auch der Standort des landwirtschaftlichen Unternehmens von Bedeutung. Der Standort kann hierbei als Indikator für die Präsenz von Dienstleistungsanbietern sowie die Verfügbarkeit und Datenübertragungsgeschwindigkeit des Internets gesehen werden (HENNESSY et al., 2016). BRIGGEMAN und WHITACRE (2010) finden für den Einfluss des Standorts auf die Internetnutzungsentscheidung keinen statistisch signifikanten Nachweis. Im Gegensatz dazu zeigen MISHRA et al. (2009) und MISHRA und PARK (2005) für verschiedene Regionen in den USA, dass der Standort eine signifikante Rolle in der Internetnutzungsentscheidung spielt. Ähnliches können auch ADAMIDES et al. (2013) für unterschiedliche Regionen in Griechenland bestätigen. Es lassen sich hieraus folgende Hypothesen ableiten:

¹ Für einen umfassenden Literaturüberblick siehe auch DEDEHAYIR et al. (2017).

H2a: Die Betriebsgröße hat einen statistisch signifikanten positiven Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

H2b: Der Diversifizierungsgrad hat einen statistisch signifikanten positiven Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

H2c: Der Standort des Betriebes hat einen statistisch signifikanten Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

Zusätzlich werden in der Literatur weitere Faktoren diskutiert, die die Entscheidung von Landwirten, das Internet zu nutzen, beeinflussen. So stellen die Studien von BRIGGEMAN und WHITACRE (2010) sowie DOLUSCHITZ und PAPE (2002) heraus, dass Sicherheitsbedenken eine mögliche Ursache für die Nichtnutzung des Internets in der Landwirtschaft sein können. Dazu zählen Aspekte des Datenschutzes und der Datensicherheit sowie allgemeine Risiken, wie Viren im Internet. Fühlt ein Landwirt sich nicht ausreichend informiert über mögliche Gefahren im Internet bzw. über die Möglichkeiten, diese Gefahren zu vermeiden, ist es denkbar, dass in diesem Fall das Internet weniger intensiv genutzt wird. Das Internet wird vielfach von Landwirten aus Effizienzgründen für betriebliche Zwecke verwendet, da es – neben weiteren betrieblichen Anwendungsmöglichkeiten – die Informationsbeschaffung sowie den Kontakt zu Kunden und Zulieferern erleichtert (JEFFCOAT et al., 2012; ROLFE et al., 2003). In dem Zusammenhang zeigen MISHRA und WILLIAMS (2006) sowie MISHRA et al. (2009), dass das Internet von vielen amerikanischen Landwirten zu einem großen Anteil nicht nur für private, sondern vor allem auch für betriebliche Zwecke verwendet wird. So gewinnt zum Beispiel der Online-Einkauf von Betriebsmitteln zunehmend an Bedeutung (BATTE und ERNST, 2007; MISHRA et al., 2009), da der Online-Einkauf zur Zeiteinsparnissen führen kann (ACKERMANN et al., 2018). Erfolgt der Einkauf von Betriebsmitteln daher zunehmend online, so ist es denkbar, dass der Landwirt das Internet intensiver nutzt als Landwirte, die vom E-Commerce keinen Gebrauch machen. Zudem eröffnet mobiles Internet heutzutage, im Gegensatz zu einem stationären Zugang via Computer, die Möglichkeit, das Internet fast standort- und zeitunabhängig zu nutzen (GERPOTT und THOMAS, 2014), was insbesondere Landwirten im täglichen Arbeitsinsatz den Zugriff aufs Internet vereinfachen kann. Folgende Hypothesen können abgeleitet werden:

H3: Die Informiertheit über Gefahrenvermeidung im Internet hat einen statistisch signifikanten positiven Einfluss auf die Internetnutzungsintensität.

H4: Die Nutzung des Internets für betriebliche Einkäufe hat einen statistisch signifikanten positiven Einfluss auf die Internetnutzungsintensität.

H5: Die Nutzung des mobilen Internets hat einen statistisch signifikanten positiven Einfluss auf die Internetnutzungsintensität.

3 Datengrundlage und Modell

Für die Analyse der Internetnutzungsintensität deutscher Landwirte wurden Daten verwendet, die im Jahr 2016 durch computergestützte Telefon- und Internetbefragungen mit personalisierten Abruflinks für den *New Media Tracker* der *Kleffmann Group* erhoben wurden. Teilnehmer wurden repräsentativ hinsichtlich der Verteilung der Betriebsgrößen- und Altersklassen, der regionalen Verteilung der Standorte und der betrieblichen Ausrichtungen der landwirtschaftlichen Betriebe basierend auf der Anzahl der Betriebe in den Klassen ausgewählt (DBV, 2014; DESTATIS, 2014).² Der Datensatz eignet sich für die Beantwortung der Forschungsfrage, da er alle in der Literatur identifizierten Einflussfaktoren enthält und repräsentativ für die deutsche Landwirtschaft ist. Insgesamt wurden 829 Landwirte befragt. Von den 829 Beobachtungen wurden 815 vollständig beantwortete Umfragen genutzt. 14 Umfragen wurden aufgrund fehlender Werte ausgeschlossen. Tabelle 1 gibt die Beschreibung und deskriptiven Statistiken der Variablen wieder. Als abhängige Variable für die ökonometrische Analyse wird die Internetnutzungsintensität verwendet, die fünfstufig gemessen wurde. Für die ökonometrische Analyse wurden den Kategorien Ziffern zugeordnet (Niemals = 0, Selten = 1, Monatlich = 2, Wöchentlich = 3, Täglich = 4). Die Verteilung der Beobachtungen zwischen den Kategorien ist in Abbildung 1 dargestellt. Insgesamt sind 75 % der Landwirte täglich online. Nur 5 % der Landwirte nutzen das Internet nie. Der Mittelwert der abhängigen Variable „Internetnutzungsintensität“ liegt bei 3,526. Zum Vergleich nutzten im Jahr 2016 nur 58 % deutschen Bevölkerung das Internet täglich und 16 % das Internet nie (STATISTA, 2018). Weiterhin zeigen aktuelle Befragungen, dass im Jahr 2016 89 % der deutschen Unternehmen außerhalb der Landwirtschaft das Internet nutzen (DESTATIS, 2017).

² Betriebe mit weniger als 20 ha Ackerfläche waren von der Befragung ausgeschlossen.

Tabelle 1. Deskriptive Statistiken der Variablen für das Ordinale Probit-Modell für die Internet-nutzungsintensität deutscher Landwirte (n=815)

| Variable | Beschreibung | Mittelwert | Standardabweichung | Min | Max |
|--|--|------------|--------------------|-----|------|
| Internetnutzungsintensität ^{a)} | 0 = Niemals, 1 = Selten, 2 = Monatlich, 3 = Wöchentlich, 4 = Täglich | 3,526 | 1,027 | 0 | 4 |
| Alter | Jahre | 48,725 | 11,178 | 16 | 85 |
| Geschlecht ^{b)} | 1, wenn der Landwirt männlich ist, ansonsten 0 | 0,895 | | 0 | 1 |
| Bildung ^{b)} | 1, wenn der Landwirt einen Hochschulabschluss besitzt, ansonsten 0 | 0,174 | | 0 | 1 |
| Betriebsgröße | Hektar (ha) Ackerland | 124,863 | 257,376 | 20 | 3700 |
| Berry Index | Grad der Diversifizierung | 0,255 | 0,225 | 0 | 0,77 |
| Standort ^{c)} | | | | | |
| Norddeutschland ^{b)} | Betrieb liegt in Mecklenburg-Vorpommern, Schleswig-Holstein oder Niedersachsen | 0,250 | | 0 | 1 |
| Ostdeutschland ^{b)} | Betrieb liegt in Thüringen, Brandenburg, Sachsen oder Sachsen-Anhalt | 0,069 | | 0 | 1 |
| Süddeutschland ^{b)} | Betrieb liegt in Bayern oder Baden-Württemberg | 0,423 | | 0 | 1 |
| Westdeutschland ^{b)} | Betrieb liegt in Rheinland-Pfalz, Nordrhein-Westfalen, Hessen oder im Saarland | 0,256 | | 0 | 1 |
| Informiertheit über Gefahren im Internet ^{d)} | „Ich bin ausreichend informiert, um Gefahren und Risiken des Internets zu meiden.“ | 2,706 | 1,126 | 1 | 5 |
| E-Commerce ^{b)} | 1, wenn der Landwirt online für betriebliche Zwecke einkauft, ansonsten 0 | 0,784 | | 0 | 1 |
| Mobiles Internet ^{b)} | 1, wenn ein Landwirt mobiles Internet nutzt, ansonsten 0 | 0,417 | | 0 | 1 |

a) abhängige Variable

b) Dummy-Variable

c) Die Region Westdeutschland wird als Basiskategorie in der ökonomischen Analyse gesetzt.

d) Likert-Skala 1 = beschreibt mich gar nicht; 5 = beschreibt mich voll und ganz.

Quelle: eigene Darstellung und Berechnung

Das Alter der Landwirte beträgt im Mittel 48 Jahre. 10 % der Befragten sind weiblich. Einen Universitätsabschluss besitzen 17 % der Landwirte. Die Betriebe bewirtschaften durchschnittlich 125 ha Ackerland. Um den Grad der Diversifizierung zu messen, wurde der Berry Index berechnet (BERRY, 1971). Der Berry Index wurde anhand der folgende Formel

$$BI_i = 1 - \sum_{j=1}^m p_j^2 \quad (1)$$

berechnet. BI_i bezeichnet dabei den Berry Index für einen landwirtschaftlichen Betrieb i und p_j ist der Anteil des Umsatzes einer landwirtschaftlichen Aktivität j am Gesamtumsatz des landwirtschaftlichen Betriebes. m bezeichnet dabei die Summe aller Aktivitäten j des Betriebes. Je mehr der Wert des Berry Index gegen 1 strebt, desto diversifizierter sind die Betriebe. Im Mittel nimmt der Berry Index einen Wert von 0,255 an. Tabelle 1 liefert außerdem Informationen über den Standort der befragten landwirtschaftlichen Betriebe. Zum Beispiel befinden sich 25 % der befragten Betriebe in Norddeutschland. Die Landwirte wurden weiterhin gebeten, anhand einer gleich verteil-

ten 5-Punkte-Likert-Skala anzugeben, ob sie sich ausreichend über die Gefahren des Internets informiert fühlen. Tendenziell fühlen sich die Landwirte eher uninformiert bzw. sind ungewiss, ob sie ausreichend informiert sind (2,706). In der ökonomischen Analyse wird diese Variable als kontinuierliche Variable behandelt (LONG und FREESE, 2006). Im Mittel kaufen außerdem 78 % der Befragten im Internet für betriebliche Zwecke ein und 41 % der Landwirte nutzen mobiles Internet.

Angesichts der Struktur der abhängigen Variablen, mit $J = 5$ Kategorien und einer logischen Ordnung lassen sich Ordinale Response-Modelle verwenden (VERBEEK, 2008). Ordinale Response-Modelle sind in der agrarökonomischen Literatur bereits zur Untersuchung der Computernutzungsintensität (ASCOUGH et al., 2002) oder zur Untersuchung vom Einkaufsverhalten von Konsumenten (ZEPEDA und LI, 2007) verwendet worden. Es wird unter der Annahme eines normalverteilten Fehlers³ ein Ordinales Probit-

³ Bei Annahme einer logistischen Verteilung ergibt sich ein Ordinales Logit-Modell.

Modell entwickelt, um den Einfluss der unabhängigen Variablen auf die Internetnutzungsintensität zu analysieren. Ein Ordinales Probit-Modell erweitert das klassische Probit-Modell dadurch, dass die abhängige Variable ordinal skaliert ist und mehr als zwei mögliche Ausprägungen haben kann (VERBEEK, 2008).

Das Modell basiert auf einer latenten Variable und ist wie folgt spezifiziert:

$$y^* = x'\beta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0,1) \quad (2)$$

wobei y^* die latente Variable ist und Folgendes beobachtbar ist:

$$\begin{aligned} y = 0 & \text{ wenn } y^* \leq 0 \\ y = 1 & \text{ wenn } 0 < y^* \leq \gamma_1 \\ y = 2 & \text{ wenn } \gamma_1 < y^* \leq \gamma_2 \\ & \vdots \\ y = J & \text{ wenn } \gamma_{J-1} < y^* \leq \gamma_J \end{aligned} \quad (3)$$

wobei J der Anzahl der Kategorien entspricht.

Folglich entspricht die Wahrscheinlichkeit, dass Kategorie J vorliegt, der, dass eine latente Variable y^* zwischen zwei Grenzen γ_{J-1} und γ_J liegt. Der Vektor x enthält die erklärenden Variablen. β ist der Vektor für die zu schätzenden Koeffizienten und zeigt den Effekt einer diskreten Änderung einer erklärenden Variablen auf die abhängige Variable. ε ist der iden-

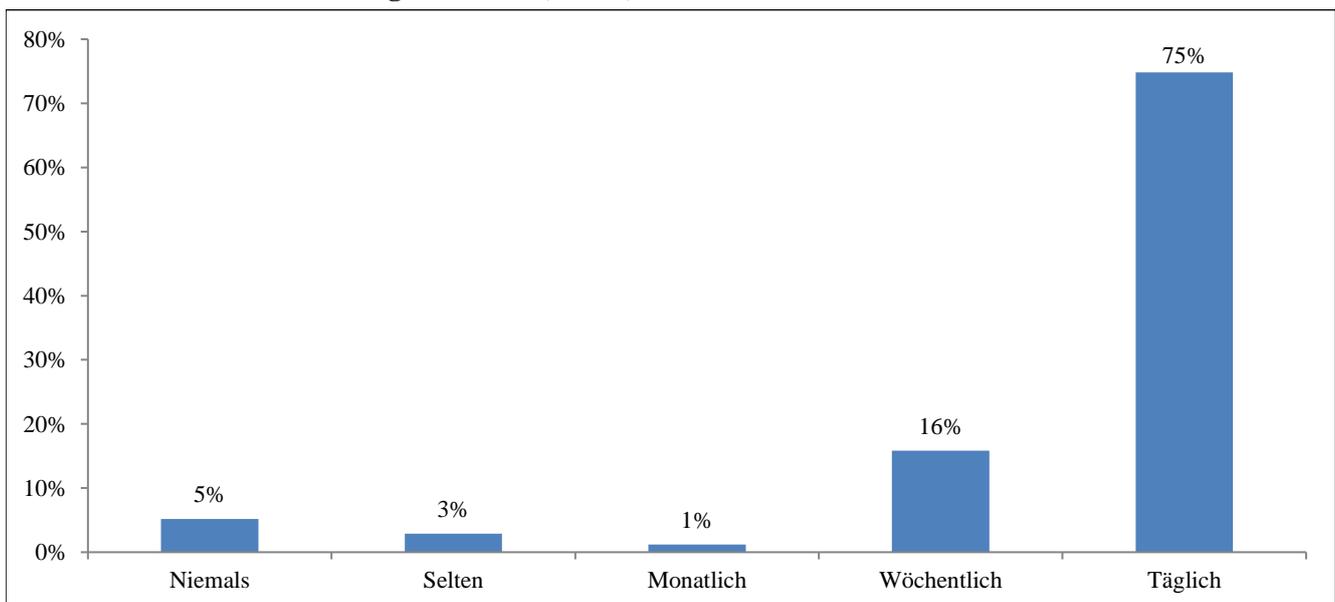
tisch und unabhängig normalverteilte Fehler (VERBEEK, 2008).

4 Ergebnisse und Diskussion

Ein Ordinales Probit-Modell für die Internetnutzungsintensität von 815 deutschen Landwirte wurde geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 dargestellt. Angegeben sind die Koeffizienten und Standardfehler der verwendeten Variablen. Spalte 4 zeigt außerdem die zugehörigen Signifikanzniveaus (p-Werte). Die Modellgüte ist anhand verschiedener Kriterien im unteren Abschnitt der Tabelle 2 beschrieben. Ein Likelihood-Quotienten-Test überprüft die Nullhypothese, dass alle Variablen statistisch nicht signifikant von null verschieden sind. Der Test war höchst signifikant ($p < 0,001$), sodass die Nullhypothese abgelehnt werden kann.

Tabelle 3 zeigt die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten für die fünf Kategorien, berechnet auf Basis der Mittelwerte der Stichprobe. Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten zeigen, dass der Durchschnittslandwirt der Stichprobe mit einer 83,93 %igen Wahrscheinlichkeit das Internet täglich verwendet. Außerdem werden im unteren Teil der Tabelle 3 die marginalen Effekte dargestellt. Auffällig ist der Vorzeichenwechsel bei allen marginalen Effekten für den Übergang von den Kategorien 0-3 (Niemals, Selten, Monatlich, Wöchentlich) zu Kategorie 4 (Täglich), weswegen die marginalen Effekte im Folgenden aus-

Abbildung 1. Verteilung der Beobachtungen zwischen den Kategorien der abhängigen Variablen Internetnutzungsintensität (n=815)^{a)}



^{a)} Der Kategorie Niemals sind auch Teilnehmer zugeordnet, die keinen Internetanschluss besitzen.

Quelle: eigene Darstellung und Berechnung

Tabelle 2. Ergebnisse des Ordinalen Probit-Modells für die Internetnutzungsintensität deutscher Landwirte (n=815)^{a)}

| Variable | Koeffizient | Standardfehler | Signifikanz |
|--|-------------|-------------------|-------------|
| Alter | -0,0141 ** | 0,0055 | p=0,010 |
| Geschlecht ^{b)} | -0,1563 | 0,1861 | p=0,401 |
| Bildung ^{b)} | 0,3544 ** | 0,1653 | p=0,032 |
| Betriebsgröße | 0,0023 *** | 0,0007 | p=0,002 |
| Berry Index | 0,1722 | 0,2356 | p=0,456 |
| Standort ^{c)} | | | |
| Norddeutschland ^{b)} | -0,1618 | 0,1549 | p=0,296 |
| Ostdeutschland ^{b)} | -0,5106 ** | 0,2438 | p=0,036 |
| Süddeutschland ^{b)} | -0,1308 | 0,1327 | p=0,324 |
| Informiertheit über Gefahrenvermeidung im Internet ^{d)} | 0,0993 ** | 0,0470 | p=0,035 |
| E-Commerce ^{b)} | 1,2378 *** | 0,1167 | p<0,001 |
| Mobiles Internet ^{b)} | 1,0621 *** | 0,1473 | p<0,001 |
| <i>Modellgüte</i> | | | |
| Log-Likelihood | | -497,40 | |
| Likelihood-Quotient chi ² | | 238,30; p < 0,001 | |
| McFadden Pseudo R ² | | 0,25 | |
| Cox und Snell Pseudo R ² | | 0,34 | |
| Nagelkerke Pseudo R ² | | 0,42 | |

a) * (**, ***) bedeutet p<0,10 (p<0,05, p<0,01).

b) Dummy-Variable

c) Die Region Westdeutschland wird als Basiskategorie in der ökonomischen Analyse gesetzt.

d) Likert-Skala 1 = beschreibt mich gar nicht; 5 = beschreibt mich voll und ganz

Quelle: eigene Darstellung und Berechnung

Tabelle 3. Marginale Effekte der unabhängigen Variablen sowie die auf Basis der Mittelwerte der Stichprobe vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten für die Kategorien des Ordinalen Probit-Modells für die Internetnutzungsintensität deutscher Landwirte (n=815)^{a)}

| Vorhergesagte Wahrscheinlichkeit | Niemals = 0 | Selten = 1 | Monatlich = 2 | Wöchentlich = 3 | Täglich = 4 |
|--|-------------|-------------|---------------|-----------------|-------------|
| | | 0,0059 | 0,0102 | 0,0061 | 0,1383 |
| Marginale Effekte | | | | | |
| Alter | 0,0010 ** | 0,0004 ** | 0,0002 ** | 0,0014 ** | -0,0030 ** |
| Geschlecht (#) | 0,0108 | 0,0049 | 0,0019 | 0,0155 | -0,0330 |
| Bildung (#) | -0,0245 ** | -0,0110 ** | -0,0043 * | -0,0351 ** | 0,0749 ** |
| Betriebsgröße | -0,0002 *** | -0,0001 *** | <-0,0001 ** | -0,0002 *** | 0,0005 *** |
| Berry Index | -0,0119 | -0,0054 | -0,0021 | -0,0171 | 0,0364 |
| Standort ^{b)} | | | | | |
| Norddeutschland | 0,0106 | 0,0049 | 0,0019 | 0,0161 | -0,0336 |
| Ostdeutschland | 0,0406 * | 0,0168 * | 0,0064 * | 0,0499 ** | -0,1136 ** |
| Süddeutschland | 0,0084 | 0,0040 | 0,0016 | 0,0130 | -0,0270 |
| Informiertheit über Gefahrenvermeidung im Internet | -0,0069 *** | -0,0031 *** | -0,0012 ** | -0,0098 *** | 0,0210 *** |
| E-Commerce (#) | -0,0856 *** | -0,0385 *** | -0,0149 *** | -0,1226 *** | 0,2617 *** |
| Mobiles Internet (#) | -0,0735 *** | -0,0330 *** | -0,0128 *** | -0,1052 *** | 0,2245 *** |

a) * (**, ***) bedeutet p<0,10 (p<0,05, p<0,01).

b) Die Region Westdeutschland wird als Basiskategorie in der ökonomischen Analyse gesetzt.

(#) marginaler Effekt für eine diskrete Änderung der Dummy-Variable von 0 zu 1

Standardfehler der marginalen Effekte sind nicht gezeigt.

Quelle: eigene Darstellung und Berechnung

schließlich für die Kategorie 4 (Täglich) interpretiert werden.⁴

H1a: Das Alter des Landwirts hat einen statistisch signifikanten negativen Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

Tabelle 2 zeigt, dass die Intensität der Internetnutzung statistisch signifikant ($p = 0,010$) vom Alter des Landwirts beeinflusst wird. Der Koeffizient hat ein negatives Vorzeichen und zeigt in diesem Fall, dass die Intensität der Nutzung mit steigendem Alter sinkt. Hypothese 1a kann daher nicht abgelehnt werden. Dieses Ergebnis deckt sich mit einigen Studien zu Internetnutzungsentscheidungen, die zeigen, dass mit steigendem Alter die Wahrscheinlichkeit, das Internet zu nutzen, sinkt (z.B. ADAMIDES et al., 2013; GLOY und AKRIDGE, 2000; SMITH et al., 2004). Dies könnte darin begründet sein, dass ältere Landwirte eher weniger firm im Umgang mit Computern sind (WOODBURN et al., 1994) und daher das Internet möglicherweise auch weniger intensiv nutzen. Weiterhin haben ältere Landwirte einen kürzeren Zeithorizont, um Lernkosten zu amortisieren (BATTE et al., 1990). Zudem verwendet ein Großteil der Landwirte das Internet zu Informationszwecken (BATTE, 2005; MISHRA und PARK, 2005). Ältere Landwirte mit mehr Berufserfahrungen nutzen das Internet aufgrund von Lerneffekten möglicherweise weniger intensiv, da sie bereits über die Jahre alle für sie notwendigen Informationen gesammelt und verinnerlicht haben. Zudem könnten ältere Landwirte sich bereits andere Informationsquellen angeeignet haben und daher nicht auf eine intensive Nutzung des Internets angewiesen sein. Weiterhin zeigen die marginalen Effekte in Tabelle 3, dass mit zunehmendem Alter die Wahrscheinlichkeit sinkt, dass das Internet täglich verwendet wird. Der marginale Effekt für die tägliche Nutzung zeigt, dass mit zunehmendem Alter um ein Jahr die Wahrscheinlichkeit der täglichen Nutzung um 0,30 % sinkt.

H1b: Das Geschlecht des Landwirts hat einen statistisch signifikanten Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

⁴ Aufgrund der ungleichmäßigen Verteilung innerhalb der Kategorien (siehe Abbildung 1) wurde außerdem ein Probit-Modell auf die tägliche Internetnutzung (1 = tägliche Internetnutzung; 0 = keine tägliche Internetnutzung) geschätzt. Die Koeffizienten sowie die marginalen Effekte finden sich im Appendix in den Tabellen A1 und A2. Die Koeffizienten und marginalen Effekte der Variablen weisen die gleichen Vorzeichen und ähnliche statistische Signifikanzen auf, was die Robustheit der Ergebnisse bestätigt.

Unser Modell zeigt keinen statistisch signifikanten Effekt ($p = 0,401$) des Geschlechts auf die Nutzungsintensität des Internets. Hypothese 1b kann daher nicht bestätigt werden. Das Ergebnis ist kongruent zur Untersuchung von ADAMIDES et al. (2013) und gegensätzlich zu den Ergebnissen der Studie von ERNST und TUCKER (2001). Betrachtet man den zeitlichen Unterschied der beiden genannten Studien und die Beobachtung von GERPOTT et al. (2013), dass sich die digitale Kluft zwischen den Geschlechtern schnell schließt, erscheint es nicht verwunderlich, dass kein statistisch signifikanter Effekt für das Geschlecht hinsichtlich der Internetnutzungsintensität festgestellt werden konnte.

H1c: Der Bildungsgrad des Landwirts hat einen statistisch signifikanten positiven Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

Die Ergebnisse zeigen weiterhin, dass die Bildung des Landwirts einen statistisch signifikanten Effekt ($p = 0,032$) auf die Internetnutzungsintensität hat. Der Koeffizient hat ein positives Vorzeichen. Folglich steigt die Nutzungsfrequenz des Internets, wenn der Landwirt einen Universitätsabschluss erlangt hat. Hypothese 1c kann daher nicht abgelehnt werden. Die Studien von BRIGGEMAN und WHITACRE (2010) sowie GLOY und AKRIDGE (2000) zur Internetnutzungsentscheidung zeigten ebenfalls, dass ein Universitätsabschluss die Wahrscheinlichkeit der Internetnutzung signifikant erhöht. Die marginalen Effekte für den Bildungsgrad des Landwirts in Tabelle 3 zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit, dass das Internet täglich verwendet wird, mit einem Universitätsabschluss steigt. Der marginale Effekt für die tägliche Nutzung des Internets zeigt, dass mit dem Erwerb eines Universitätsabschlusses die Wahrscheinlichkeit um 7,49 % steigt. Relativ höher gebildete Landwirte haben möglicherweise einen höheren Informationsbedarf (CARRER et al., 2017; MISHRA et al., 2009), den sie mit einer täglichen Internetnutzung bedienen können. Weiterhin ist es plausibel, dass relativ höher gebildete Landwirte somit Informationen aus dem Internet leichter für ihren Betrieb nutzen können. MISHRA et al. (2009) führen dahingehend weiter aus, dass mit steigendem Bildungsgrad des Landwirts betriebliche Anwendungsmöglichkeiten des Internets eher als nützlich angesehen werden, da der höhere Bildungsabschluss es den Landwirten erleichtert diese zu verwenden.

H2a: Die Betriebsgröße hat einen statistisch signifikanten positiven Effekt auf die Internetnutzungsintensität

Unser Modell zeigt ferner, dass die Betriebsgröße, gemessen in Hektar Ackerland, die Internetnutzungsintensität statistisch signifikant ($p = 0,002$) beein-

flusst. Der positive Koeffizient zeigt, dass mit zunehmender Betriebsgröße die Nutzungsfrequenz steigt. Hypothese 2a kann daher nicht abgelehnt werden. Folgt man dennoch der Annahme von BAKER (1992), dass größere landwirtschaftliche Betriebe auch komplexer in ihrer Organisation sind, so ergibt sich daraus die Schlussfolgerung, dass Landwirte, insbesondere Betriebsleiter, von relativ größeren Betrieben das Internet verstärkt für Organisations- und Managementzwecke verwenden könnten und daher das Internet insgesamt in einer höheren Intensität nutzen. Der zugehörige marginale Effekt der Betriebsgröße in Tabelle 3 zeigt, dass eine Erhöhung der Betriebsgröße um einen Hektar Ackerland die Wahrscheinlichkeit, das Internet täglich zu nutzen, um 0,05 % erhöht. Der Effekt ist als relativ klein einzuordnen. Eine Vergrößerung des Betriebes um 100 ha erhöht die Wahrscheinlichkeit zur täglichen Nutzung folglich nur um 5 %. In diesem Zusammenhang erläutern MISHRA et al. (2009), dass Landwirte von größeren Betrieben Interesse an innovativen Konzepten zum Beispiel für den Absatz landwirtschaftlicher Erzeugnisse haben. Dies könnte eine Erklärung dafür sein, dass Landwirte von großen Betrieben das Internet eher täglich nutzen.

H2b: Der Diversifizierungsgrad hat einen statistisch signifikanten positiven Effekt auf die Internetnutzungsintensität

Um den Effekt der betrieblichen Diversifizierung auf die Internetnutzungsintensität zu prüfen, wurde der Berry Index berechnet. Der Koeffizient des Berry Index war nicht statistisch signifikant ($p=0,456$), hatte aber das erwartete positive Vorzeichen. Folglich hat der Grad der Diversifizierung keinen statistisch signifikanten Effekt auf die Internetnutzungsintensität, sodass die Hypothese 2b nicht bestätigt werden konnte. MISHRA und PARK (2005) vermuten, dass diversifizierte Betriebe vielseitigere Entscheidungen treffen müssen und daher das Internet eher als Informationsquelle zur Entscheidungsunterstützung verwenden. WARREN (2004) stellt fest, dass Landwirte das Internet eher vermehrt nutzen, wenn ein neuer Betriebszweig gerade entwickelt wird oder sich grundsätzliche betriebliche Strukturen ändern. Allerdings eröffnet das Internet inzwischen sowohl für spezialisierte Betriebe als auch für diversifizierte Betriebe verschiedenste betriebliche Anwendungsmöglichkeiten zur Entscheidungsunterstützung⁵, sodass ein fehlender statistisch signifikanter Effekt des Grades der Diversi-

fizierung auf die Internetnutzungsintensität nicht überrascht.

H2c: Der Standort des Betriebes hat einen statistisch signifikanten Effekt auf die Internetnutzungsintensität.

Die Ergebnisse unseres Modells unterstützen die Hypothese 2c. Betriebsstandorte in Westdeutschland wurden als Basiskategorie in der ökonometrischen Analyse gesetzt. Für die Intensität der Internetnutzung von Landwirten mit einem Betriebsstandort in Süddeutschland oder Norddeutschland konnte kein statistisch signifikanter Unterschied zu Landwirten mit einem Betriebsstandort in Westdeutschland festgestellt werden. Dahingegen zeigt das Modell, dass Landwirte mit einem Betriebsstandort in Ostdeutschland hinsichtlich der Internetnutzungsintensität einen statistisch signifikanten Unterschied zu Landwirten mit einem Betriebsstandort in Westdeutschland aufweisen. Der Koeffizient ist zudem negativ, was bedeutet, dass die Internetnutzungsintensität für Landwirte mit einem Betriebsstandort in Ostdeutschland geringer ist als für Landwirte mit einem Betriebsstandort in Westdeutschland. Das Ergebnis könnte auf mangelnde Datenübertragungsgeschwindigkeiten zurückgeführt werden, die in Ostdeutschland relativ langsamer sind als im restlichen Teil des Bundesgebietes (TÜV RHEINLAND, 2016). So zeigt auch das Konjunkturbarometer Agrar, dass immer mehr Landwirte zu langsames Internet an ihren Betriebsstandorten beklagen (DBV, 2018). Eine nicht zufriedenstellende Internetverbindung wurde von BRIGGEMAN und WHITACRE (2010) ebenfalls als Grund für die Nichtnutzung des Internets angeführt. Der marginale Effekt in Tabelle 3 zeigt, dass ostdeutsche Landwirte um 11,36 % weniger wahrscheinlich das Internet täglich nutzen als ihre westdeutschen Kollegen.⁶

H3: Die Informiertheit über Gefahrenvermeidung im Internet hat einen signifikanten positiven Einfluss auf die Internetnutzungsintensität.

Unser Modell zeigt außerdem, dass Landwirte, die sich ausreichend über Gefahrenvermeidung im Internet informiert fühlen, das Internet intensiver nutzen. Der Koeffizient ist statistisch signifikant ($p = 0,035$) und hat ein positives Vorzeichen. Hypothese 3 kann folglich nicht abgelehnt werden. Viele Internetanwendungen für betriebliche Zwecke, wie z.B. Online-Banking, basieren auf der Übermittlung von persön-

⁵ Für eine Übersicht siehe ROLFE et al. (2003), MISHRA und PARK (2005) sowie JEFFCOAT et al. (2012).

⁶ Auch das Probit-Modell zur Erklärung der täglichen Internetnutzung (Appendix, Tabelle A1 und A2) bestätigt dieses Ergebnis.

lichen Daten (WANG et al., 2003). Auch viele moderne Produktionsmethoden in der Landwirtschaft erfordern eine intensive Internetnutzung (KALOXYLOS et al., 2012). Landwirte, die möglicherweise Bedenken bezüglich der Datensicherheit im Internet haben, sind daher weniger dazu geneigt, diese Anwendungen intensiv zu nutzen. Um skeptische Landwirte an eine intensive Internetnutzung für Produktionszwecke heranzuführen, sind Fortbildungen zum Beispiel zum Thema Datenschutz und -sicherheit eine mögliche Maßnahme (MARTÍNEZ, 2016). Der marginale Effekt der Informiertheit über Gefahrenvermeidung im Internet in Tabelle 3 zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit, das Internet täglich zu nutzen, um 2,10 % steigt, wenn die Informiertheit über Gefahrenvermeidung im Internet auf der Skala um einen Punkt zunimmt.

Abschließend sollte mit Blick auf die Bestätigung von Hypothese 3 die Kausalität dieses Ergebnisses diskutiert werden. So ist es denkbar, dass die tägliche Nutzung des Internets auch den Grad der Informiertheit über die Gefahren im Internet beeinflussen könnte. In diesem Zusammenhang liefern JESKE und VAN SCHAİK (2017) erste Erkenntnisse, dass Informiertheit über Gefahren und deren Vermeidung im Internet weniger aus der Frequenz der Nutzung des Internets resultiert, sondern eher aus dem gesamten Zeitraum der Internetnutzung. Um in unserem Fall auf eine Verzerrung der Ergebnisse durch umgekehrte Kausalität zu kontrollieren, wurden die Modelle ohne die erklärende Variable „Informiertheit über Gefahren im Internet“ neu geschätzt. Es zeigt sich, dass die Vorzeichen und Signifikanzen der Koeffizienten robust sind. Folglich führt die Aufnahme dieser Variable zu keiner Verzerrung der Modellergebnisse.

H4: Die Nutzung des Internets für betriebliche Einkäufe hat einen statistisch signifikanten positiven Einfluss auf die Internetnutzungsintensität.

Der Koeffizient für die E-Commerce-Nutzung für betriebliche Zwecke besitzt ein positives Vorzeichen und ist statistisch signifikant ($p < 0,001$). Hypothese 4 kann folglich nicht abgelehnt werden. Der marginale Effekt der E-Commerce Nutzung für betriebliche Zwecke in Tabelle 3 zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit, das Internet täglich zu nutzen, um 26,17 % steigt, wenn der Landwirt für betriebliche Zwecke online einkauft. Viele Studien können zeigen, dass E-Commerce interessante Vorteile für Landwirte bietet (z.B. SMITH und PAUL, 2005; BATTE und ERNST, 2007). So können z.B. durch einen Preisvergleich Kosten für Betriebsmittel eingespart werden. Daher erscheint der positive Zusammenhang der E-Commerce-

Nutzung und der täglichen Nutzung des Internets von Landwirten plausibel.

H5: Die Nutzung des mobilen Internets hat einen signifikanten positiven Einfluss auf die Internetnutzungsintensität.

Der Gebrauch des mobilen Internets hat einen positiven statistisch signifikanten Effekt ($p < 0,001$) auf die Internetnutzungsintensität. Hypothese 5 kann daher nicht abgelehnt werden. Nutzt ein Landwirt mobiles Internet, so steigt die Wahrscheinlichkeit, das Internet täglich zu nutzen. Der zugehörige marginale Effekt zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit zur täglichen Nutzung um 22,45 % erhöht wird, wenn der Landwirt Zugang zu mobilem Internet hat. Mobiles Internet benötigt keinen festen Zugangspunkt, wie einen Computer im Haus (GERPOTT und THOMAS, 2014) und eröffnet daher Landwirten die Möglichkeit, potenzielle Vorteile des Internets, z.B. Abruf von Marktdaten, fast zeit- und standortunabhängig⁷ bei der täglichen Arbeit zu nutzen.

5 Schlussfolgerungen

Das Internet bietet viele betriebliche Anwendungsmöglichkeiten für Landwirte. Dennoch ist bislang nichts über die Determinanten der Intensität der Internetnutzung deutscher Landwirte bekannt. In dem vorliegenden Artikel wird untersucht, welche Faktoren in welchem Ausmaß die Internetnutzungsintensität deutscher Landwirte beeinflussen. Für die Untersuchung wird ein repräsentativer Datensatz mittels eines Ordinalen Probit-Modells analysiert. Unsere Ergebnisse zeigen, dass das Alter und die Betriebsgröße einen statistisch signifikanten Effekt auf die Frequenz der Internetnutzung haben. Ferner spielt die Nutzung von mobilem Internet eine signifikante Rolle für die Nutzungsintensität. Kein statistisch signifikanter Effekt konnte für das Geschlecht des Landwirts und den Grad der Diversifizierung der Betriebe gefunden werden.

Unsere Ergebnisse können für politische Entscheidungsträger und Dienstleistungsanbieter von Interesse sein. So kann gezeigt werden, dass der Standort des Betriebes für die Internetnutzungsintensität eine Rolle spielt. Dies könnte auf mangelnde Datenübertragungsgeschwindigkeiten zurückzuführen sein, zumal laut dem Konjunkturbarometer Agrar

⁷ in Abhängigkeit von der lokalen Netzqualität und -abdeckung

viele Landwirte zu langsames Internet beklagen. Eine stärkere Vernetzung ländlicher Gebiete z.B. in Ostdeutschland sollte dabei das Ziel der Politik sein. Diese könnte es zum einen auch den Landwirten in dieser Region ermöglichen, von den potenziellen Vorteilen des Internets und daraus folgenden positiven Effizienzeffekten zukünftig mehr zu profitieren. Darüber hinaus zeigt unsere Studie, dass sowohl Informiertsein über Gefahrenvermeidung im Internet als auch die Bildung der Landwirte einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Nutzungsintensität haben. Bezüglich der Bildungspolitik sollten Aspekte der Digitalisierung, wie z.B. die Datensicherheit im Internet, stärker in die Ausbildung integriert werden, um es Landwirten zu erleichtern, das Internet zu nutzen. Ferner könnte eine stärkere Integration digitaler Aspekte es Landwirten ermöglichen, Vorteile und Risiken fortschreitender Digitalisierung und SmartFarming-Konzepte bzw. Landwirtschaft 4.0 besser einzuschätzen und umsetzen zu können.

Des Weiteren liefert dieser Beitrag Anknüpfungspunkte für Folgestudien. Unsere Ergebnisse zeigen, dass ein Großteil der Landwirte das Internet täglich nutzt. Folgestudien sollten die tägliche Internetnutzung der Landwirtschaft weiter beleuchten. Es könnte z.B. die Internetnutzung in Stunden pro Tag betrachtet werden sowie der Zusammenhang von Internetgeschwindigkeit und Nutzungsverhalten. Auch die Betrachtung der täglich abgefragten Inhalte aus dem Internet sowie der genutzten Anwendungen kann vielversprechend sein, um tiefere Kenntnisse über das Internetnutzungsverhalten zu erlangen. Da unsere Ergebnisse weiterhin zeigen, dass die Internetnutzungsintensität signifikant mit den betrieblichen Einkäufen im Internet zusammenhängt, könnten weitere Studien ein Augenmerk auf die E-Commerce-Nutzung legen. Hierbei könnten Einflussfaktoren der Ausgabenhöhe für Online-Einkäufe landwirtschaftlicher Betriebsmittel bestimmt werden. Im Zuge dessen könnten Handlungsempfehlungen für Onlinehändler landwirtschaftlicher Betriebsmittel abgeleitet werden. Auch sollten verstärkt wahrgenommene Risiken der Landwirte hinsichtlich der Internetnutzung in Zukunft intensiver beleuchtet werden, da das Internet zunehmend an Bedeutung in modernen landwirtschaftlichen Produktionsmethoden gewinnt. Dabei könnte ein Fokus darauf liegen, welche Gefahren im Netz von den Landwirten wahrgenommen werden bzw. welche Gefahren explizit bekannt sind (z.B. Phishing, Trojaner etc.) und welche Sicherheitsmaßnahmen bereits von den Landwirten getroffen werden. Zudem sollte

eine ähnliche Umfrage zu einem späteren Zeitpunkt wiederholt werden, um zu überprüfen, welche Faktoren sich geändert haben. Eine Limitation unserer Studie ist, dass in Bezug auf die Internetnutzung keine direkte Unterscheidung zwischen beruflicher und privater Nutzung vorgenommen wurde. Dies sollte ebenfalls in Folgestudien beachtet werden.

Literatur

- ACKERMANN, S., I. ADAMS, N. GINDELE und R. DOLUSCHITZ (2018): Die Nutzung von E-Commerce bei der Beschaffung landwirtschaftlicher Betriebsmittel. In: *LANDTECHNIK-Agricultural Engineering* 73 (1): 10-19.
- ADAMIDES, G., A. STYLIANOU, P.C. KOSMAS und C.D. APOSTOLOPOULOS (2013): Factors affecting PC and Internet usage by the rural population of Cyprus. In: *Agricultural Economics Review* 14 (1): 16-36.
- AKER, J.C. (2011): Dial "A" for agriculture: A review of information and communication technologies for agricultural extension in developing countries. In: *Agricultural Economics* 42 (6): 631-647.
- AKER, J.C., I. GHOSH und J. BURRELL (2016): The promise (and pitfalls) of ICT for agriculture initiatives. In: *Agricultural Economics* 47 (S1): 35-48.
- ASCOUGH, J.C., D.L. HOAG, G.S. MCMASTER und W.M. FRASIER (2002): Computer Use and Satisfaction by Great Plains Producers. In: *Agronomy Journal* 94 (6): 1263-1269.
- BAHLMANN, J., A. SPILLER und C.-H. PLUMEYER (2009): Status quo und Akzeptanz von Internet-basierten Informationssystemen: Ergebnisse einer empirischen Analyse in der deutschen Veredelungswirtschaft. Diskussionspapier Nr. 0901. Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung, Universität Göttingen.
- BAKER, G.A. (1992): Computer adoption and use by New Mexico nonfarm agribusinesses. In: *American Journal of Agricultural Economics* 74 (3): 737-744.
- BATTE, M.T. (2005): Changing computer use in agriculture: Evidence from Ohio. In: *Computers and Electronics in Agriculture* 47 (1): 1-13.
- BATTE, M.T. und S. ERNST (2007): Net Gains from Net Purchases? Farmers' Preferences for Online and Local Input Purchases. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 36 (1): 84-94.
- BATTE, M.T., E. JONES und G.D. SCHNITKEY (1990): Computer use by Ohio commercial farmers. In: *American Journal of Agricultural Economics* 72 (4): 935-945.
- BERRY, C.H. (1971): Corporate growth and diversification. In: *The Journal of Law and Economics* 14 (2): 371-383.
- BMVI (Bundesministerium für Verkehr und digitale Infrastruktur) (2015): Förderprogramm zum Breitbandausbau. In: <https://www.bmvi.de/SharedDocs/DE/Pressemitteilungen/2015/117-dobrindt-bundesfoerderprogramm-breitbandausbau.html>, Stand: 08.01.2018.
- BÖCKER, A. und C. BRODERSEN (2001): Internetnutzung in der deutschen Agrarwirtschaft: Online-Handelsportale als neue Organisationsform. In: *Agrarwirtschaft* 50 (3): 204-208.

- BRIGGEMAN, B.C. und B.E. WHITACRE (2010): Farming and the internet: Reasons for non-use. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 39 (3): 571-584.
- BURKE, K. und K. SEWAKE (2008): Adoption of computer and internet technologies in small firm agriculture: A study of flower growers in Hawaii. In: *Journal of extension* 49 (3): 15-19.
- CARRER, M.J., H.M. DE SOUZA FILHO und M.O. BATALHA (2017): Factors influencing the adoption of Farm Management Information Systems (FMIS) by Brazilian citrus farmers. In: *Computers and Electronics in Agriculture* 138 (Juni): 11-19.
- CLASEN, M. (2016): Farming 4.0 und andere Anwendungen des Internet der Dinge. In: GIL Jahrestagung: 15-18.
- DBV (Deutscher Bauernverband) (2014): Situationsbericht 2013/14: Trends und Fakten zur Landwirtschaft. In: <http://media.repro-mayr.de/87/595587.pdf>, Stand: 10.01.2018.
- (2018): Konjunkturbarometer: Immer mehr Landwirte beklagen zu langsames Internet. In: <https://www.bauernverband.de/konjunkturbarometer-immer-mehr-landwirte-beklagen-zu-langsames-internet>, Stand: 27.08.2018.
- DEDEHAYIR, O., R.J. ORTT, C. RIVEROLA und F. MIRALLES (2017): Innovators And Early Adopters In The Diffusion Of Innovations: A Literature Review. In: *International Journal of Innovation Management* 21 (08): 1-27.
- DESTATIS (2014): Agrarstrukturerhebung: Fachserie 3. Deutsches Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- (2017): Unternehmen und Arbeitsstätten – Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien in Unternehmen. Deutsches Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- DOLUSCHITZ, R. (2002): Electronic Business in der Agrar- und Ernährungswirtschaft – Ernüchterung und Konsolidierung lösen die anfängliche Euphorie ab. In: *Agrarwirtschaft* 51 (2): 97-98.
- DOLUSCHITZ, R. und J. PAPE (2002): E-Business in der Agrarwirtschaft zwischen Euphorie und Resignation. In: *Zeitschrift für Agrar-informatik* 10 (1): 13-20.
- DOSS, C.R. und M.L. MORRIS (2001): How does gender affect the adoption of agricultural innovations? The case of improved maize technology in Ghana. In: *Agricultural Economics* 25 (1): 27-39.
- ERNST, S. und M. TUCKER (2001): Perceptions and adoption of information technologies: Implications for Ohio's produce industry in the new economy. Working Paper Series, AEDE-WP-0016-01. The Ohio State University, Division of Agricultural, Environmental, and Development Economics, Columbus, OH, USA.
- EUROPÄISCHES PARLAMENT (2017): Digitale Agenda für Europa. In: http://www.europarl.europa.eu/atyourservice/de/displayFtu.html?ftuId=FTU_2.4.3.html, Stand 20.01.2018
- GERPOTT, T.J. und S. THOMAS (2014): Empirical research on mobile Internet usage: A meta-analysis of the literature. In: *Telecommunications Policy* 38 (3): 291-310.
- GERPOTT, T.J., S. THOMAS und M. WEICHERT (2013): Characteristics and mobile Internet use intensity of consumers with different types of advanced handsets: An exploratory empirical study of iPhone, Android and other web-enabled mobile users in Germany. In: *Telecommunications Policy* 37 (4): 357-371.
- GLOY, B.A. und J.T. AKRIDGE (2000): Computer and internet adoption on large US farms. In: *The International Food and Agribusiness Management Review* 3 (3): 323-338.
- HENNEMANN, H. und L. THEUVSEN (2004): Landwirte im Internet: Erwartungen und Nutzungsverhalten. In: GIL Jahrestagung: 241-244.
- HENNESSY, T., D. LÄPPE und B. MORAN (2016): The Digital Divide in Farming: A Problem of Access or Engagement? In: *Applied Economic Perspectives and Policy* 38 (3): 474-491.
- HOLT, D.A. (1985): Computers in production agriculture. In: *Science* 228 (4698): 422-428.
- JEFFCOAT, C., A.F. DAVIS und W. HU (2012): Willingness to pay for broadband access by Kentucky farmers. In: *Journal of Agricultural and Applied Economics* 44 (3): 323-334.
- JESKE, D., und P. VAN SCHAİK (2017): Familiarity with Internet threats: Beyond awareness. In: *Computers & Security* 66 (Mai): 129-141.
- KALOXYLOS, A., R. EIGENMANN, F. TEYE, Z. POLITOPOULOU, S. WOLFERT, C. SHRANK, M. DILLINGER, I. LAMPROPOULOU, E. ANTONIOU und L. PESONEN (2012): Farm management systems and the Future Internet era. In: *Computers and Electronics in Agriculture* 89 (November): 130-144.
- KALOXYLOS, A., J. WOLFERT, T. VERWAART, C.M. TEROL, C. BREWSTER, R. ROBBEMOND und H. SUNDMAKER (2013): The use of Future Internet technologies in the agriculture and food sectors: Integrating the supply chain. In: *Procedia Technology* 8: 51-60.
- LONG, J.S. und J. FREESE. (2006): Regression models for categorical dependent variables using Stata. Stata press, College Station, TX, USA.
- MARTÍNEZ, J. (2016): Chancen und Risiken der Digitalisierung in der Landwirtschaft-die rechtliche Dimension. In: *Przegląd Prawa Rolnego* 2 (19): 13-44.
- MISHRA, A. und R. WILLIAMS (2006): Internet access and use by farm households. Annual meeting of Agricultural and Applied Economics Association (AAEA) Nr. 21106, Juli 23-26, 2006, Long Beach, CA.
- MISHRA, A.K. und T.A. PARK (2005): An empirical analysis of Internet use by US farmers. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 34 (2): 253-264.
- MISHRA, A.K., R.P. WILLIAMS und J.D. DETRE (2009): Internet access and internet purchasing patterns of farm households. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 38 (2): 240-257.
- MORRIS, W., A. HENLEY und D. DOWELL (2017): Farm diversification, entrepreneurship and technology adoption: Analysis of upland farmers in Wales. In: *Journal of Rural Studies* 53 (Juli): 132-143.
- MÜLLER, H. (2016): Digitalisierung: Wohin geht die Reise? In: DLG Mitteilungen 2018 (10): 14-17.
- ROGERS, E.M. (2003): Diffusion of innovations. Free Press, New York NY.
- ROLFE, J., S. GREGOR und D. MENZIES (2003): Reasons why farmers in Australia adopt the Internet. In: *Electronic Commerce Research and Applications* 2 (1): 27-41.
- ROSSKOPF, K. und P. WAGNER (2006): Vom Daten-zum Wissensmanagement: Wofür verwenden Landwirte einen Computer. In: GIL Jahrestagung: 225-228.

- SALEMINK, K., D. STRIJKER und G. BOSWORTH (2017): Rural development in the digital age: A systematic literature review on unequal ICT availability, adoption, and use in rural areas. In: *Journal of Rural Studies* 54 (August): 360-371.
- SMITH, A., C.J. MORRISON PAUL, W.R. GOE und M. KENNEY (2004): Computer and Internet use by Great Plains farmers. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 29 (3): 481-500.
- SMITH, A. und C.M. PAUL (2005): Does the Internet Increase Farm Profits? In: *Giannini Foundation of Agricultural Economics, UC-Davis, ARE Update* 9 (2): 1-4.
- STATISTA (2018) Wie häufig nutzen Sie persönlich das Internet? Deutsches Institut für Vertrauen und Sicherheit im Internet. In: <https://de.statista.com/statistik/daten/studie/568683/umfrage/haeufigkeit-der-internetnutzung-in-deutschland/>, Stand 11.06.2018.
- TÜV RHEINLAND (2016): Aktuelle Breitbandverfügbarkeit in Deutschland – Stand Mitte 2016: Erhebung des TÜV Rheinland im Auftrag des Bundesministeriums für Verkehr und digitale Struktur: 1-10. In: https://www.bmvi.de/SharedDocs/DE/Publikationen/DG/breitbandverfuegbarkeit-ende-2016.pdf?__blob=publicationFile, Stand: 10.12.2017.
- VERBEEK, M. (2008): *A guide to modern econometrics*. John Wiley & Sons, Hoboken, NJ, USA.
- WANG, Y.-S., Y.-M. WANG, H.-H. LIN und T.-I. TANG (2003): Determinants of user acceptance of Internet banking: An empirical study. In: *International Journal of Service Industry Management* 14 (5): 501-519.
- WARREN, M. (2004): Farmers online: Drivers and impediments in adoption of Internet in UK agricultural businesses. In: *Journal of Small Business and Enterprise Development* 11 (3): 371-381.
- (2007): The digital vicious cycle: Links between social disadvantage and digital exclusion in rural areas. In: *Telecommunications Policy* 31 (6): 374-388.
- WARREN, M.F., R.J. SOFFE und M.A. STONE (2000): Farmers, computers and the Internet: A study of adoption in contrasting regions of England. In: *Farm Management* 10 (11): 665-684.
- WHITACRE, B.E. (2008): Factors influencing the temporal diffusion of broadband adoption: Evidence from Oklahoma. In: *The Annals of Regional Science* 42 (3): 661-679.
- WOODBURN, M.R., G.F. ORTMANN und J.B. LEVIN (1994): Computer use and factors influencing computer adoption among commercial farmers in Natal Province, South Africa. In: *Computers and Electronics in Agriculture* 11 (2-3): 183-194.
- ZEPEDA, L. and J. LI (2007): Characteristics of organic food shoppers. In: *Journal of Agricultural and Applied Economics* 39 (1): 17-28.

Kontaktautor:

MARIUS MICHELS

Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung
Georg-August-Universität Göttingen

Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen

E-Mail: marius.michels@agr.uni-goettingen.de

Appendix

Tabelle A1. Ergebnisse des Probit-Modells für die tägliche Internetnutzung deutscher Landwirte (n=815)^{a)}

| Variable | Koeffizient | Standardfehler | Signifikanz |
|--|-------------|-----------------|-------------|
| Alter | -0,0100 * | 0,0058 | p=0,087 |
| Geschlecht ^{b)} | -0,2494 | 0,2047 | p=0,223 |
| Bildung ^{b)} | 0,3948 ** | 0,1763 | p=0,025 |
| Betriebsgröße | 0,1919 *** | 0,2541 | p=0,004 |
| Berry Index | 0,0025 | 0,0008 | p=0,450 |
| Standort ^{c)} | | | |
| Norddeutschland ^{b)} | -0,0757 | 0,1676 | p=0,651 |
| Ostdeutschland ^{b)} | -0,5888 ** | 0,2756 | p=0,033 |
| Süddeutschland ^{b)} | -0,1801 | 0,1432 | p=0,208 |
| Informiertheit über Gefahren im Internet ^{d)} | 0,1333 ** | 0,0518 | p=0,010 |
| E-Commerce ^{b)} | 1,0039 *** | 0,1262 | p<0,001 |
| Mobiles Internet ^{b)} | 1,0426 *** | 0,1487 | p<0,001 |
| <i>Modellgüte</i> | | | |
| Log-Likelihood | | -322,48 | |
| Likelihood-Quotient chi ² | | 274,41; p<0,001 | |
| McFadden Pseudo R ² | | 0,29 | |
| Cox und Snell Pseudo R ² | | 0,28 | |
| Nagelkerke Pseudo R ² | | 0,42 | |

a) * (**, ***) bedeutet p<0,10 (p<0,05, p<0,01)

b) Dummy-Variable

c) Die Region Westdeutschland wird als Basiskategorie in der ökonometrischen Analyse gesetzt.

d) Likert-Skala 1 = beschreibt mich gar nicht; 5 = beschreibt mich voll und ganz.

Quelle: eigene Darstellung und Berechnung

Tabelle A2. Marginale Effekte der unabhängigen Variablen des Probit-Modells für die tägliche Internetnutzung deutscher Landwirte (n=815)^{a)}

| Variable | Marginale Effekte |
|--|-------------------|
| Alter | -0,0022 * |
| Geschlecht (#) | -0,0552 |
| Bildung (#) | 0,0874 ** |
| Betriebsgröße | 0,0005 *** |
| Berry Index | 0,0424 |
| Standort ^{b)} | |
| Norddeutschland (#) | -0,0161 |
| Ostdeutschland (#) | -0,1392 ** |
| Süddeutschland (#) | -0,0393 |
| Informiertheit über Gefahren im Internet | 0,0295 *** |
| E-Commerce (#) | 0,2222 *** |
| Mobiles Internet (#) | 0,2308 *** |

a) * (**, ***) bedeutet p<0,10 (p<0,05, p<0,01).

b) Die Region Westdeutschland wird als Basiskategorie in der ökonometrischen Analyse gesetzt.

(#) marginaler Effekt für eine diskrete Änderung der Dummy-Variablen von 0 zu 1

Standardfehler der marginalen Effekte sind nicht gezeigt.

Quelle: eigene Darstellung und Berechnung