

Dörte Rüther

**Eine experimentelle Untersuchung der Zeitpräferenz von deutschen
Landwirten – ein Methodenvergleich**



Masterarbeit
im wissenschaftlichen Studiengang Agrarwissenschaften
an der Georg-August-Universität Göttingen,
Fakultät für Agrarwissenschaften

angefertigt im: Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung,
Arbeitsbereich Landwirtschaftliche Betriebslehre

1. Prüfer: M.Sc. Daniel Hermann

2. Prüfer: Prof. Dr. Oliver Mußhoff

Abgabetermin: 09.05.2014

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis.....	iii
Abstract	1
1 Einleitung	1
2 Hypothesengenerierung.....	4
3 Methodische Vorgehensweise.....	6
3.1 Design des Experiments	6
3.2 Durchführung des Experiments.....	10
3.3 Ansatz zur Datenanalyse	12
3.3.1 Bestimmung der Diskontraten nach ANDERSEN et al. (2008).....	12
3.3.2 Regressionsanalyse	13
4 Ergebnisse	14
4.1 Deskriptive Statistik	14
4.3 Hypothesenüberprüfung	16
5 Zusammenfassung und Ausblick	24
Literaturverzeichnis.....	27
Appendix A: Instruktionen und Entscheidungssituationen des computerbasiert durchgeführten Experiments	I
Appendix B: Ergebnisse.....	VIII

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Entscheidungssituationen zur Messung der Zeitpräferenz nach COLLER & WILLIAMS (1999).....	8
Tabelle 2:	Entscheidungssituationen zur Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002).....	9
Tabelle 3:	Entscheidungssituationen zur Messung der Zeitpräferenz nach LAURY et al. (2012).....	10
Tabelle 4:	Schematischer Aufbau des Lotterie- und Auswahlteils des Experiments sowie eine Zuordnung der beiden Teilnehmergruppen zu den Treatments.....	11
Tabelle 5:	Deskriptive Statistik der Teilnehmer mit im Experiment konsistentem und inkonsistentem Entscheidungsverhalten sowie die Ergebnisse der Mann-Whitney-U-Tests	15
Tabelle 6:	Implizierte jährliche Diskontraten nach den verschiedenen Methoden und Treatments zur Messung der Zeitpräferenz.....	17
Tabelle 7:	Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Erklärung der ermittelten Diskontraten (N=460).....	17
Tabelle 8:	Ergebnisse der Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Tests für den Vergleich der implizierten Diskontraten nach den verschiedenen Methoden und Treatments zur Messung der Zeitpräferenz (ZP).....	18

Abstract

This study experimentally investigates the time preference of German farmers comparing two different methods: While the method of ANDERSEN et al. (2008) is based on the measurement of time preference and risk attitude of farmers separately, the method of LAURY et al. (2012) uses a one parameter approach. Here, time preference is quantified taking risk attitude indirectly into account. The ascertained discount rates show significant differences. Whereas the first method mentioned is sensitive to the prospective payout, the second method is not. If no interest rates are shown, there are no differences in the results. Also, the discount rates are significantly influenced by socio-demographic variables and farm specific factors.

1 Einleitung

In vielen Situationen müssen Entscheidungsträger zwischen Alternativen wählen, die nicht nur Konsequenzen in der Gegenwart, sondern auch in der Zukunft mit sich bringen. Beispielsweise müssen bei Investitionsentscheidungen die unsicheren zukünftigen Investitionsrückflüsse mit den Investitionskosten abgewogen werden (AHLBRECHT & WEBER, 1997). Dabei bestimmt die persönliche Zeitpräferenz des Entscheiders sein intertemporales Austauschverhältnis zwischen heutigen und zukünftigen Gütern (ANDERHUB et al., 2001; FREDERICK, 2003). Die Untersuchung der Zeitpräferenz ist sowohl für die individuelle betriebliche Entscheidungsfindung und Beratung als auch zur Unterstützung von politischen Entscheidungen von großer Bedeutung (ANDERSON & STAFFORD, 2009; LAURY et al., 2012).

Aufgrund der Relevanz der Zeitpräferenz von Entscheidern wird diese in vielen wissenschaftlichen Arbeiten untersucht (ANDREONI & SPRENGER, 2012; COBLE & LUSK, 2010; AHLBRECHT & WEBER, 1997). Die Quantifizierung der Zeitpräferenz erfolgt mittels der

Bestimmung von Diskontraten¹ (BOCQUÉHO et al., 2013; BENHABIB et al., 2010; ANDERSEN et al., 2008; ONAY & ÖNCÜLER, 2007; COLLER & WILLIAMS, 1999). Dazu werden verschiedene methodische Vorgehensweisen genutzt. Die Ermittlung kann auf der Grundlage von Daten realer Betriebe erfolgen (LENCE, 2000) oder auf experimentell gewonnenen Daten basieren (BOCQUÉHO et al., 2013; DUQUETTE et al., 2012; PENDER, 1996). Ein Vorteil von Experimenten ist, dass die Datenerhebung unter kontrollierten Bedingungen erfolgt (SMITH, 1982). Außerdem können in Experimenten weitere Daten erfasst werden, die aus Felddaten nicht hervorgehen. Dies ermöglicht, kausale Zusammenhänge abzuleiten und steigert die interne Validität der Ergebnisse (ROE & JUST, 2009).

Die Anwendung verschiedener experimenteller Methoden führt allerdings zur Feststellung unterschiedlich hoher Diskontraten für Entscheider (FREDERICK et al., 2002). Als einen Erklärungsansatz für diese Unterschiede geben ANDERSEN et al. (2008) an, dass es zu einer fehlerhaften Bestimmung der Diskontraten kommen kann, wenn bei der Ermittlung der Diskontraten a priori von risikoneutralen Entscheidern ausgegangen wird. In der Regel verhalten sich reale Entscheider jedoch risikoavers (COBLE & LUSK, 2010; ANDERSEN et al., 2006; HOLT & LAURY, 2002). Daher erfassen ANDERSEN et al. (2008) die Diskontraten nach der Methode von COLLER & WILLIAMS (1999) sowie die Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002) und korrigieren die individuelle Diskontrate um die persönliche Risikoeinstellung der Experimentteilnehmer. Eine weitere experimentelle Methode zur Ermittlung von Diskontraten wird von LAURY et al. (2012) vorgestellt. Hierbei ist es nicht erforderlich, die Risikoeinstellung der Teilnehmer separat zu erfassen. Die Erhebung der individuellen Diskontraten wird daher deutlich vereinfacht und mögliche Fehlerquellen können vermieden werden.

Die Methode von LAURY et al. (2012) wird, wie in ökonomischen Experimenten üblich (COBLE & LUSK, 2010; ANDERSON & STAFFORD, 2009; ONAY & ÖNCÜLER, 2007; ANDERHUB et al., 2001; COLLER & WILLIAMS, 1999), zur Messung der Diskontraten von

¹ Die Diskontrate stellt einen Zinssatz dar, der eine Person für den Verzicht auf heutige Güter entschädigt und eine Person somit hinsichtlich des Wertes heutiger und zukünftiger Güter gleichstellt (COLLER & WILLIAMS, 1999). Da mit der Diskontrate das Ergebnis der Zeitpräferenzmessung wiedergegeben wird, wird die Diskontrate im Folgenden als Synonym für die Zeitpräferenz verwendet.

Studierenden angewendet. LAURY et al. (2012) vergleichen die nach ihrer Methode erfassten Diskontraten mit nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) ermittelten Diskontraten, wobei keine unterschiedlichen Ergebnisse festgestellt werden können. Eine Übertragung der Diskontraten von Studierenden auf die Diskontraten realer Entscheider ist jedoch nicht ohne Weiteres möglich. BARR & HITT (1986) erläutern, dass die Aussagekraft von Experimenten mit Studierenden in der Verhaltensforschung sehr umstritten ist und zeigen, dass sich Manager bei Auswahlentscheidungen anders verhalten als Studierende. Eine mögliche Begründung dafür geben ANDERSEN et al. (2010), die die Gruppe der Studierenden im Vergleich zu realen Entscheidungsträgern in Merkmalen wie dem Alter und dem Bildungsniveau als homogener beschreiben. HARRISON & LIST (2008) und KHERA & BENSON (1970) warnen aufgrund unterschiedlicher Erfahrungen beider Gruppen davor, das Verhalten von Studierenden zu generalisieren. Ziel dieses Beitrags ist es daher, die Methoden zur Zeitpräferenzmessung nach ANDERSEN et al. (2008) und nach LAURY et al. (2012) auf reale Entscheidungsträger anzuwenden und die Frage zu beantworten, ob beide Methoden zu identischen Ergebnissen führen.

Dabei werden die Diskontraten von Landwirten als Experimentteilnehmer ermittelt. Diese sind im Vergleich zu anderen Branchen in ihrem Berufsalltag sehr vielen Risiken ausgesetzt, denn das Wetterrisiko spielt in der Landwirtschaft neben anderen Produktionsrisiken (z.B. der Befall durch Krankheiten oder Schaderreger), Preisrisiken, technologischen sowie politischen Risiken eine sehr bedeutende Rolle (HERBERICH & LIST, 2012; MOSCHINI & HENNESSY, 2001:89f.). Des Weiteren treffen Landwirte Entscheidungen mit langer Fristigkeit und mit einem hohen Anteil versunkener Kosten (z.B. der Anbau mehrjähriger Kulturen oder der Bau von Stallgebäuden) (LAMBSON & JENSEN, 1995). Bisher wurden Diskontraten von Landwirten jedoch nur ohne die Berücksichtigung der Risikoeinstellung gemessen (BOCQUÉHO et al., 2013; DUQUETTE et al., 2012).

Die bestehende Literatur wird mit diesem Beitrag in vier Punkten erweitert: Erstens werden Diskontraten von realen Entscheidern, genauer von Landwirten, durch die Anwendung der Methoden zur Zeitpräferenzmessung von ANDERSEN et al. (2008) und LAURY et al. (2012) bestimmt und die Ergebnisse beider Methoden miteinander verglichen. Zweitens wird darüber hinaus überprüft, ob eine Veränderung der Höhe der Geldbeträge in der Zeitpräferenzlotterie nach LAURY et al. (2012) und der Messung der Zeit-

präferenz nach ANDERSEN et al. (2008) zu anderen Ergebnissen führt. Drittens wird ein Effekt durch die Angabe des Jahreszinses bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) kontrolliert. Viertens wird der Einfluss soziodemografischer und betriebspezifischer Faktoren auf die Diskontraten von Landwirten untersucht.

Im folgenden Abschnitt 2 werden Hypothesen aus der bestehenden Literatur hergeleitet. Die Beschreibung der methodischen Vorgehensweise erfolgt in Abschnitt 3. In Abschnitt 4 werden die Ergebnisse des Experiments dargestellt und die aufgestellten Hypothesen überprüft. Der Beitrag schließt mit einer Zusammenfassung und einem Ausblick in Abschnitt 5.

2 Hypothesengenerierung

Die Methode zur Messung von Diskontraten nach LAURY et al. (2012) wurde bisher nur auf Studierende angewendet. Bei ihrer Untersuchung ermitteln LAURY et al. (2012) auch die Diskontraten nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) und vergleichen die Ergebnisse. Bei Studierenden führt die Anwendung der beiden Methoden zu gleichen Diskontraten (LAURY et al., 2012). Wie bereits ausgeführt, können die Ergebnisse aus Experimenten mit Studierenden nicht ohne Weiteres auf reale Entscheidungsträger übertragen werden. MAART-NOELCK & MUSSHOF (2013) stellen einen signifikanten Unterschied zwischen der nach HOLT & LAURY (2002) gemessenen Risikoeinstellung von Studierenden und Landwirten fest. Die Ergebnisse von HERBERICH & LIST (2012) und ENGLE-WARNICK et al. (2009), basierend auf Experimenten nach HOLT & LAURY (2002) bzw. ECKEL & GROSSMAN (2008), deuten auf ein risikoaverseres Entscheidungsverhalten von Landwirten gegenüber Studierenden hin. Da die Diskontraten von Landwirten bisher nur ohne die Berücksichtigung der Risikoeinstellung experimentell untersucht wurden (BOCQUÉHO et al., 2013; DUQUETTE et al., 2012), soll die Methode zur Messung der Zeitpräferenz von LAURY et al. (2012) auf Landwirte angewendet werden. Außerdem wird ein within-subject Vergleich zu Ergebnissen, die nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) ermittelt werden, durchgeführt, um folgende Hypothese zu überprüfen:

H1: Die Ergebnisse der Zeitpräferenzmessung nach den Methoden von ANDERSEN et al. (2008) und von LAURY et al. (2012) unterscheiden sich bei der Anwendung auf Landwirte nicht signifikant.

Bei der experimentellen Ermittlung der Diskontraten von Studierenden von BENZION et al. (1989) und von THALER (1981), aber auch von PENDER (1996) von indischen Dorfbewohnern, konnte ein Effekt der Höhe der ausgezahlten Geldbeträge festgestellt werden. Dieser wird in der Literatur als „magnitude effect“ bezeichnet und sagt aus, dass die Diskontrate mit steigenden Beträgen abnimmt (FREDERICK et al., 2002). Auch die Ergebnisse der Messung der Risikoeinstellung von Studierenden über Lotterien von HOLT & LAURY (2002) sind von der Höhe der Geldbeträge abhängig, sodass sich sogenannte „payoff scale effects“ ergeben. Es wird daher der „magnitude effect“ bei beiden Methoden der Zeitpräferenzmessung überprüft und damit folgende Hypothese untersucht:

H2: Die Ergebnisse aus den Zeitpräferenzexperimenten nach ANDERSEN et al. (2008) und nach LAURY et al. (2012) unterscheiden sich mit veränderten Geldbeträgen signifikant.

Von LAURY et al. (2012) werden die Zinssätze zur Bestimmung der Diskontraten nicht aufgeführt, damit die Experimentteilnehmern ihre Entscheidungen unabhängig von den Zinssätzen treffen. COLLER & WILLIAMS (1999) zeigen, dass die zusätzliche Angabe des Jahreszinses, mit welchem die heutigen Zahlungen bis zum zukünftigen Auszahlungszeitpunkt aufgezinst werden, bei der experimentellen Messung der Zeitpräferenz einen signifikanten Einfluss hat: Das Anzeigen des Jahreszinses im Experiment führt im Vergleich zur Auslassung dieser Angabe zu niedrigeren Diskontraten. Informationen über den nominalen und effektiven Jahreszins werden den Experimentteilnehmern auch von ANDERSEN et al. (2008) gegeben, um die Situationen im Experiment besser mit realen Entscheidungssituationen, bei denen es um das Aus- oder Verleihen von Geld geht, vergleichen zu können. LAURY et al. (2012) können bei Studierenden keine Unterschiede zwischen den Ergebnissen nach ihrer Methode und der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) feststellen. Es wird daher folgende Hypothese geprüft:

H3: Wenn die Zinssätze bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) nicht angegeben werden, unterscheiden sich die Ergebnisse, die mit den Methoden der Zeitpräferenzmessung nach ANDERSEN et al. (2008) und nach LAURY et al. (2012) erfasst werden, signifikant.

Eine auf realen Haushaltsdaten basierende Untersuchung von Diskontraten der US-amerikanischen Bevölkerung belegt, dass die Zeitpräferenz von soziodemografischen und sozioökonomischen Faktoren abhängt (LAWRANCE, 1991). TANAKA et al. (2010) stellen in Experimenten, welche in Vietnam durchgeführt wurden, sowohl einen Zusammenhang zwischen dem Durchschnittseinkommen in den Wohnorten und der Risikobereitschaft der Bevölkerung als auch zwischen dem Durchschnittseinkommen und der Diskontrate fest. BOCQUÉHO et al. (2013) finden zudem signifikante Einflüsse soziodemografischer Variablen auf die Diskontraten französischer Landwirte. Es wird daher folgende Hypothese getestet:

H4: Soziodemografische und betriebspezifische Faktoren beeinflussen die Zeitpräferenz von Landwirten signifikant.

3 Methodische Vorgehensweise

Zur Untersuchung der aufgestellten Hypothesen wurde ein computerbasiertes Experiment entwickelt. Dieses Experiment besteht aus einem Lotterie- und Auswahlteil mit drei Teilexperimenten sowie einem Fragenkomplex.

3.1 Design des Experiments

Im Lotterie- und Auswahlteil werden zur Bestimmung der Diskontraten nach ANDERSEN et al. (2008) und nach LAURY et al. (2012) verschiedene Wahlentscheidungen und Lotterien durchgeführt. Zum einen werden die Diskontraten nach der Methode von COLLIER & WILLIAMS (1999) ermittelt und mit der Holt-und-Laury-Lotterie (HLL; HOLT & LAURY, 2002) die Risikoeinstellung der Teilnehmer bestimmt, um die risiko-adjustierten Diskontraten nach ANDERSEN et al. (2008) berechnen zu können. Zum anderen werden die Diskontraten mittels der von LAURY et al. (2012) vorgeschlagenen Methode erfasst. An den Lotterie- und Auswahlteil anschließend, werden einige allgemeine Informationen

zum bewirtschafteten Betrieb sowie soziodemografische Daten der Teilnehmer erhoben. Die Teilnehmer werden außerdem gebeten, ihre Vermögenssituation im Vergleich zu anderen Betriebsleitern auf einer elfstufigen Skala einzuschätzen. Der Aufbau der Teilerperimente wird im Folgenden ausführlich beschrieben. Eine vollständige Darstellung der Instruktionen und Entscheidungssituationen des Experiments befindet sich in Appendix A.

Aufbau des Teilerperiments zur Zeitpräferenzmessung nach COLLER & WILLIAMS (1999) (Teil 1 zur Messung der Zeitpräferenz nach ANDERSEN et al., 2008)

In diesem Abschnitt des Experiments werden die Teilnehmer mit 20 Entscheidungssituationen konfrontiert, in denen sie jeweils zwischen einem sicheren Geldbetrag A in drei Wochen und einem sicheren Geldbetrag B in zwölf Wochen wählen können² (vgl. Tabelle 1). Die jeweiligen Zeitpunkte der Gewinnauszahlung in drei und zwölf Wochen werden visuell durch Kalenderblätter verdeutlicht (vgl. Appendix A). Geldbetrag A liegt in allen 20 Entscheidungssituationen bei 100 €. Geldbetrag B steigt ausgehend von 100 € in Entscheidungssituation 1 auf 129,48 € in Entscheidungssituation 20. Die nominalen und effektiven Zinssätze pro Jahr, wonach sich Geldbetrag B durch Aufzinsen in den 20 Entscheidungssituationen im Vergleich zu Geldbetrag A erhöht, werden einer Gruppe an Teilnehmern in jeder Entscheidungssituation angegeben. Einer zweiten Gruppe an Teilnehmern werden diese Zinssätze nicht angezeigt. Durch den Wechsel der Wahl von Geldbetrag A zu Geldbetrag B wird die persönliche Diskontrate der Teilnehmer impliziert.

² Der Vorgehensweise von LAURY et al. (2012) folgend, liegen alle Auszahlungszeitpunkte des möglichen Gewinns in der Zukunft. Die Verzögerung der Auszahlung von Geldbetrag A wurde von COLLER & WILLIAMS (1999) eingeführt und von LAURY et al. (2012) auf eine Länge von mindestens zwei Wochen bestimmt, damit das von den Teilnehmern mit der Auszahlung verbundene Risiko zu beiden Zeitpunkten als gleich wahrgenommen wird.

Tabelle 1: Entscheidungssituationen zur Messung der Zeitpräferenz nach COLLER & WILLIAMS (1999) ^{a)}

Entscheidungssituation	Geldbetrag A in 3 Wochen	Bitte wählen Sie jeweils Geldbetrag A oder B	Geldbetrag B in 12 Wochen	Nominaler Jahreszins ^{b)}	Effektiver Jahreszins ^{b) c)}	Implizierte Diskontrate bei einem Wechsel in der jeweiligen Zeile ^{d)}
1	100,00 €	A ○ ○ B	100,00 €	0,00%	0,00%	$\delta \leq 0,00\%$
2	100,00 €	A ○ ○ B	100,17 €	1,00%	1,01%	$0,00\% \leq \delta \leq 1,01\%$
3	100,00 €	A ○ ○ B	100,35 €	2,00%	2,02%	$1,01\% \leq \delta \leq 2,02\%$
...
19	100,00 €	A ○ ○ B	118,81 €	100,00%	171,46%	$111,54\% \leq \delta \leq 171,46\%$
20	100,00 €	A ○ ○ B	129,48 €	150,00%	346,79%	$171,46\% \leq \delta \leq 346,79\%$

^{a)} Die vollständige Darstellung, wie sie den Experimententeilnehmern zur Verfügung stand, ist Appendix A zu entnehmen.

^{b)} Die nominalen und effektiven Jahreszinsen werden nur einer Teilgruppe angezeigt.

^{c)} Die effektiven Jahreszinsen von 0,00% bis 346,79% ergeben sich durch die Berechnung der Tageszinsen für die 63 Tage zwischen den beiden Auszahlungsterminen hochgerechnet auf ein Jahr.

^{d)} Die implizierten Diskontraten werden den Teilnehmern nicht angegeben.

Quelle: eigene Darstellung nach LAURY et al. (2012)

Um die Sensitivität der Methode zur Zeitpräferenzmessung bezüglich der Höhe der angebotenen Geldbeträge zu untersuchen, wird die Methode außerdem mit dreifachen Geldbeträgen (300 € bei Geldbetrag A), aber identischen Zinssätzen, angewendet (vgl. Appendix A).

Aufbau der Lotterien zur Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002) (Teil 2 zur Messung der Zeitpräferenz nach ANDERSEN et al., 2008)

Zur Ermittlung der Risikoeinstellung der Experimententeilnehmer werden diese gebeten, in 20 Entscheidungssituationen jeweils zwischen zwei Lotterien auszuwählen (vgl. Tabelle 2). Mit bestimmten Wahrscheinlichkeiten können in Lotterie A 180 € oder 144 € gewonnen werden. In Lotterie B können die Teilnehmer 346,50 € oder 9 € erhalten. Die Höhe der Geldbeträge in den Lotterien ist so gewählt, dass die Erwartungswerte der Lotterien im Durchschnitt zwischen dem Niveau der Auszahlungen der Zeitpräferenzmessung nach COLLER & WILLIAMS (1999) mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € und 300 € liegen. Die Gewinnwahrscheinlichkeiten beider Geldbeträge werden über die 20 Entscheidungssituationen systematisch variiert. Die Chance, den jeweils höheren Betrag von 180 € bzw. 346,50 € zu erhalten, beträgt in der ersten Entscheidungssituation 5% und steigt in 5%-Schritten auf 100% in Entscheidungssituation 20. Die Wahrscheinlichkeit für den Gewinn des jeweils niedrigeren Betrags entspricht somit 95% in Entscheidungssituation 1 und sinkt in jeder folgenden Entscheidungssituation um 5%. Lot-

terie B ist im Vergleich zu Lotterie A riskanter, da eine größere Spannweite der möglichen Ergebnisse von 346,50 € oder 9 € im Vergleich zu den möglichen Gewinnen in Lotterie A von 180 € oder 144 € besteht.

Tabelle 2: Entscheidungssituationen zur Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002) ^{a)}

Entscheidungssituation	Lotterie A Wahrscheinlichkeit für den Gewinn von		Bitte wählen Sie jeweils Lotterie A oder B	Lotterie B Wahrscheinlichkeit für den Gewinn von		Differenz der Erwartungswerte ^{b)}	Relativer Risikoaversionskoeffizient ^{b)}
	180,00 €	144,00 €		346,50 €	9,00 €		
1	5%	95%	A ○ ○ B	5%	95%	119,93 €	$r \leq -2,48$
2	10%	90%	A ○ ○ B	10%	90%	104,85 €	$2,48 \leq r \leq -1,71$
3	15%	85%	A ○ ○ B	15%	85%	89,78 €	$1,71 \leq r \leq -1,27$
...
19	95%	5%	A ○ ○ B	95%	5%	-151,43 €	$1,37 \leq r \leq 1,68$
20	100%	0%	A ○ ○ B	100%	0%	-166,50 €	$1,68 \leq r \leq 2,25$

^{a)} Die vollständige Darstellung, wie sie den Experimententeilnehmern zur Verfügung stand, ist Appendix A zu entnehmen.

^{b)} Die Differenz der Erwartungswerte und der relative Risikoaversionskoeffizient werden den Teilnehmern nicht angezeigt.

Quelle: eigene Darstellung nach LAURY et al. (2012)

Durch die Beobachtung der Entscheidungssituation, in welcher der jeweilige Teilnehmer von der sichereren Lotterie A zur unsichereren Lotterie B wechselt, kann auf die Risikoeinstellung der Experimententeilnehmer geschlossen werden. Die Erwartungswerte von Lotterie A sind bis Entscheidungssituation 8 höher, ab Entscheidungssituation 9 übersteigt der Erwartungswert von Lotterie B den von Lotterie A. Risikoneutrale Teilnehmer wählen demnach bis Entscheidungssituation 8 Lotterie A und danach Lotterie B. Ein früherer Wechsel von Lotterie A zu B deutet auf einen risikosuchenden und ein späterer Wechsel auf einen risikoaversen Teilnehmer hin. Teilnehmer, die in allen Entscheidungssituationen Option A wählen, ziehen in der letzten Entscheidungssituation den sicheren Gewinn von 180 € dem sicheren Erhalt von 346,50 € vor, sodass davon ausgegangen werden kann, dass diese Teilnehmer die Aufgabenstellung nicht richtig verstanden haben.

Aufbau des Telexperiments zur Messung der Zeitpräferenz nach LAURY et al. (2012)

Um die Diskontraten nach LAURY et al. (2012) zu bestimmen, haben die Teilnehmer die Möglichkeit, in 20 Entscheidungssituationen jeweils zwischen zwei Lotterien mit einer potentiellen Auszahlung von 100 € zu wählen (vgl. Tabelle 3). In Lotterie A beträgt die Wahrscheinlichkeit für den Gewinn von 100 € in allen 20 Entscheidungssituationen

50%. Bei Lotterie B steigt die Wahrscheinlichkeit, 100 € zu gewinnen, von 50% in Entscheidungssituation 1 auf 64,7% in Entscheidungssituation 20 entsprechend der nominalen bzw. effektiven Jahreszinsen. Die Auszahlung der Geldprämie erfolgt bei Lotterie A in drei Wochen. Den möglichen Gewinn aus Lotterie B erhalten die Teilnehmer in zwölf Wochen. Die Zeitpunkte der Auszahlung werden – wie bei der Zeitpräferenzmessung nach COLLER & WILLIAMS (1999) – auf Kalenderblättern angezeigt (vgl. Appendix A). Mit dem Wechsel der Experimentteilnehmer von Lotterie A zu Lotterie B wird die individuelle Diskontrate impliziert.

Tabelle 3: Entscheidungssituationen zur Messung der Zeitpräferenz nach LAURY et al. (2012)^{a)}

Entscheidungssituation	Lotterie A Wahrscheinlichkeit für den Gewinn von 100 € in 3 Wochen	Bitte wählen Sie jeweils Lotterie A oder B	Lotterie B Wahrscheinlichkeit für den Gewinn von 100 € in 12 Wochen	Nominaler Jahreszins ^{b)}	Effektiver Jahreszins ^{b) c)}	Implizierte Diskontrate bei einem Wechsel in dieser Zeile ^{b)}
1	50%	A ○ ○ B	50,0%	0,00%	0,00%	$\delta \leq 0,00\%$
2	50%	A ○ ○ B	50,1%	1,00%	1,01%	$0,00\% \leq \delta \leq 1,01\%$
3	50%	A ○ ○ B	50,2%	2,00%	2,02%	$1,01\% \leq \delta \leq 2,02\%$
...
19	50%	A ○ ○ B	59,4%	100,00%	171,46%	$111,54\% \leq \delta \leq 171,46\%$
20	50%	A ○ ○ B	64,7%	150,00%	346,79%	$171,46\% \leq \delta \leq 346,79\%$

^{a)} Die vollständige Darstellung, wie sie den Experimentteilnehmern zur Verfügung stand, ist Appendix A zu entnehmen.

^{b)} Die nominalen und effektiven Jahreszinsen sowie die implizierten Diskonraten werden den Teilnehmern nicht angezeigt.

^{c)} Die effektiven Jahreszinsen von 0,00% bis 346,79% ergeben sich durch die Berechnung der Tageszinsen für die 63 Tage zwischen den beiden Auszahlungsterminen hochgerechnet auf ein Jahr.

Quelle: eigene Darstellung nach LAURY et al. (2012)

Um die Sensitivität der Methode zur Messung der Zeitpräferenz bezüglich der Geldbetragshöhe zu untersuchen, werden die Lotterien mit dem dreifachen Geldbetrag, also 300 €, aber identischen Zinssätzen durchgeführt (vgl. Appendix A).

3.2 Durchführung des Experiments

Das Experiment wurde im Januar und Februar 2014 online durchgeführt. Über Verbände, Vereine und Fachzeitschriften wurden Landwirte zur Teilnahme am Experiment eingeladen. Das Experiment wurde von 146 Landwirten vollständig bearbeitet. Da individuelle Präferenzen der Teilnehmer durch deren intuitives Entscheidungsverhalten untersucht werden sollen, wurde zu Beginn des Experiments darauf hingewiesen, dass es bei

den Entscheidungen kein „richtig“ oder „falsch“ gibt. Die Bearbeitungszeit des Experiments betrug durchschnittlich 23 Minuten.

Wie die Abfolge der Telexperimente des Lotteriede- und Auswahlteils des Experiments gestaltet ist und welche Treatments (Geldbeträge ausgehend von 100 € bzw. 300 € und Angabe bzw. Verzicht auf die Angabe der Zinssätze bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008)) abgefragt werden, zeigt Tabelle 4.

Tabelle 4: Schematischer Aufbau des Lotteriede- und Auswahlteils des Experiments sowie eine Zuordnung der beiden Teilnehmergruppen zu den Treatments ^{a)}

	Messung der Zeitpräferenz nach COLLER & WILLIAMS (1999) (Teil 1 nach ANDERSEN et al., 2008)				Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002) (Teil 2 nach ANDERSEN et al., 2008)	Messung der Zeitpräferenz nach LAURY et al. (2012) ohne Zinsangabe	
	mit Zinsangabe		ohne Zinsangabe			Basis 100 €	Basis 300 €
	Basis 100 €	Basis 300 €	Basis 100 €	Basis 300 €		Basis 100 €	Basis 300 €
Teilnehmergruppe 1 (n=108)	x	x			x	x	x
Teilnehmergruppe 2 (n=38)			x	x	x	x	x

^{a)} Die Anordnung der Methoden zur Zeitpräferenzmessung nach COLLER & WILLIAMS (1999) und LAURY et al. (2012) sowie die Anordnung der Treatments (100 € und 300 €) innerhalb der beiden Methoden ist randomisiert. Die Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002) wird, der Vorgehensweise von LAURY et al. (2012) folgend, immer an zweiter Position des Experiments abgefragt. Die Randomisierung dient zur Steigerung der internen Validität und Reliabilität der Ergebnisse (HARRISON et al., 2009).

Quelle: eigene Darstellung

Da die Methoden zur Zeitpräferenzmessung nach ANDERSEN et al. (2008) und nach LAURY et al. (2012) für beide Teilnehmergruppen sowohl mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € als auch von 300 € angewendet werden, liegt zum Methodenvergleich ein „within-subject“ Design des Experiments vor, mit welchem eine höhere statistische Aussagekraft erreicht wird (CHARNESS et al., 2012).

Um die Motivation zur Teilnahme zu erhöhen, aber auch um reale Entscheidungssituationen zu schaffen, werden alle Telexperimente an monetäre Anreize gekoppelt. Für die Teilnehmer besteht mit einer Wahrscheinlichkeit von 10% die Möglichkeit, eine Geldprämie zu gewinnen. Dazu werden 10% der Teilnehmer ausgelost, für die in einer der durchgeführten Lotterien bzw. Wahlentscheidungen eine zufällige Entscheidung auszahlungsrelevant wird. Die Höhe der Geldprämie hängt von der Entscheidung des Teilnehmers in der Entscheidungssituation ab. Bei allen Lotterien und Wahlentschei-

dungen legen die Entscheidungen der Teilnehmer somit die Höhe und den Zeitpunkt des möglichen Gewinns fest.

3.3 Ansatz zur Datenanalyse

Die Ergebnisse der Zeitpräferenzmessung nach COLLER & WILLIAMS (1999) müssen um die Ergebnisse aus der Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002) korrigiert werden, um die Diskontraten nach ANDERSEN et al. (2008) zu ermitteln. Des Weiteren kann mit einer Regressionsanalyse der Einfluss verschiedener Variablen auf die Diskontraten festgestellt werden.

3.3.1 Bestimmung der Diskontraten nach ANDERSEN et al. (2008)

Bei der Bestimmung der Diskontraten nach ANDERSEN et al. (2008) wird, der Erwartungsnutzentheorie folgend, exponentielles Diskontieren angenommen. Durch Gleichsetzen der Barwerte beider Optionen A und B beim Wechsel der Teilnehmer von Option A zu Option B in der Zeitpräferenzmessung nach COLLER & WILLIAMS (1999) ergibt sich, dass die Experimentteilnehmer indifferent sind zwischen dem Geldbeträgen M_A , der in drei Wochen ausgezahlt wird, und M_B , welchen die Experimentteilnehmer in zwölf Wochen erhalten, wenn:

$$(1) \quad U(\omega + M_A) + \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^\tau U(\omega) = U(\omega) + \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^\tau U(\omega + M_B)$$

Dabei ist $U(\omega + M_A)$ der Nutzen des Grundkonsums ω , für welchen der Betrag der täglichen Aufwendungen privater Haushalte in Deutschland für Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren aus dem Jahr 2008 von 9,67 € angenommen wird (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2011) und des Geldbetrags M_A . δ stellt die Diskontrate dar. Die Diskontrate ist Teil des Diskontierungsfaktors, mit welchem der zukünftige Wert von Gütern über die Zeitspanne τ abgezinst wird. In diesem Fall erstreckt sich die Zeitspanne τ über 63 Tage eines Jahres. Die Zeitspanne stellt also die Differenz zwischen dem ersten und letzten Auszahlungszeitpunkt in drei bzw. zwölf Wochen dar. Die Nutzenfunktion U ist additiv-separabel. Der Nutzen des Grundkonsums in drei Wochen und des in drei Wochen ausgezahlten Geldbetrags A zuzüglich des abgezinsten Nutzens des Grundkonsums in zwölf Wochen entspricht dem Nutzen des Grundkonsums in drei Wochen zuzüglich des abgezinsten Nutzens des Grundkonsums und des Geldbetrags B in zwölf Wochen.

Es wird außerdem von einer Potenz-Risikonutzenfunktion der Teilnehmer ausgegangen, die einen konstanten relativen Risikoaversionskoeffizienten (CRRA) r impliziert (vgl. z.B. ECKEL & GROSSMAN, 2008; HOLT & LAURY, 2002):

$$(2) \quad U(M) = \frac{(\omega+M)^{(1-r)}}{(1-r)}$$

Der CRRA lässt sich aus der Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002) ableiten. Durch Einsetzen von (2) in (1) geht die Risikoeinstellung der Teilnehmer in die Zeitpräferenzmessung ein. Daraus folgend können die Diskontraten δ nach ANDERSEN et al. (2008) bestimmt werden³:

$$(3) \quad \left(\frac{1}{(1+\delta)^\tau} \right) = \frac{(\omega^{(1-r)} - (\omega + M_A)^{(1-r)})}{(\omega^{(1-r)} - (\omega + M_B)^{(1-r)})}$$

3.3.2 Regressionsanalyse

Um einen Einfluss der angewendeten Methoden zur Zeitpräferenzmessung nach ANDERSEN et al. (2008) und nach LAURY et al. (2012) sowie ihrer Treatments, aber auch der soziodemografischen Variablen und betriebsspezifischen Angaben der Teilnehmer auf die Diskontraten zu untersuchen, wird eine Regressionsanalyse mit den ermittelten Diskontraten als abhängige Variable durchgeführt. Für diese werden pro Teilnehmer die vier implizierten Diskontraten, die sich aus der Anwendung beider Methoden mit jeweils Geldbeträgen ausgehend von 100 € und 300 € ergeben, in die Regressionsanalyse aufgenommen. Es wird eine gewichtete Kleinst-Quadrate-Regressions-analyse (WLS) angewendet, da Heteroskedastizität vorliegt und somit die Annahme der OLS-Methode, dass die Varianzen der Residuen homogen sind, verletzt ist.

Mit der Regressionsanalyse wird der Zusammenhang zwischen den Diskontraten und den sich auf die Methoden und Treatments beziehenden Dummy-Variablen „Laury“ für die Anwendung der Methode nach LAURY et al. (2012), „300 €“ für die Durchführung mit Geldbeträgen ausgehend von 300 €, „Andersen ohne Zins“ für die Anwendung der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) ohne Angabe der Zinssätze und „Laury bei Andersen ohne Zins“ für die Anwendung der Methode nach LAURY et al. (2012), wenn die

³ Für die Zeitperiode, in der die Experimentteilnehmer ihre Geldprämie aus der Zeitpräferenzmessung ausgeben, wird $\lambda = 1$ angenommen.

Methode nach ANDERSEN et al. (2008) ohne Angabe der Zinssätze erfolgt, untersucht. Die Basis der Regressionsanalyse bilden die ermittelten Diskontraten nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) mit Angabe der Zinssätze und mit Geldbeträgen ausgehend von 100 €. Über die Einflüsse der Dummy-Variablen zu den Methoden und Treatments hinaus werden Einflüsse der Dummy-Variablen „Geschlecht“, „Nachfolger“, „Erwerbsform“, „Wirtschaftsweise“ sowie die der verschiedenen Betriebszweige „Ackerbau“, „Milchvieh“, „Veredelung“ und „Biogas“ überprüft. Außerdem wird eine Abhängigkeit der Diskontrate von den Regressoren „Alter“ und „Bildungsjahren“ untersucht. Wie die Experimentteilnehmer ihre Vermögenssituation im Vergleich zu anderen Betriebsleitern einschätzen, gibt die Variable „Vermögenssituation“ wieder, welche Werte zwischen 0 (deutlich schlechter) bis 10 (deutlich besser) annehmen kann (vgl. Appendix A).

4 Ergebnisse

Bei der Auswertung werden die Angaben von 28 der 146 Teilnehmer, die in einem der Teilexperimente nach dem Wechsel von Option A zu Option B wieder zurück zu Option A wechseln, aufgrund von inkonsistentem Entscheidungsverhalten nicht beachtet (PENDER, 1996; THALER, 1981). Dies gilt auch für drei weitere Teilnehmer, die bei der Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002) in der 20. Entscheidungssituation Lotterie A wählen und somit den sicheren Erhalt von 180 € dem sicheren Gewinn von 346,50 € vorziehen.

4.1 Deskriptive Statistik

Die soziodemografischen Charakteristika sowie die Strukturen der bewirtschafteten Betriebe der 115 Landwirte, die in allen Teilexperimenten konsistentes Entscheidungsverhalten gezeigt haben, und der 31 Landwirte, die sich in mindestens einem der Teilexperimente nicht konsistent verhalten haben, sind in Tabelle 5 dargestellt. Der Tabelle können außerdem die Ergebnisse der nichtparametrischen Mann-Whitney-U-Tests für unabhängige Stichproben entnommen werden, mit welchen untersucht wird, ob sich beide Gruppen in ihren Eigenschaften signifikant unterscheiden.

Tabelle 5: Deskriptive Statistik der Teilnehmer mit im Experiment konsistentem und inkonsistentem Entscheidungsverhalten sowie die Ergebnisse der Mann-Whitney-U-Tests

Variable	Teilnehmer mit konsistentem Entscheidungsverhalten (n=115)		Teilnehmer mit inkonsistentem Entscheidungsverhalten (n=31)		p-Wert ^{a)}
	Mittelwert	Standardabweichung	Mittelwert	Standardabweichung	
Alter der Teilnehmer (in Jahren)	34,44	10,96	44,68	15,41	0,001 ***
Anteil weiblicher Teilnehmer (in %)	11,30		3,23		
Bildungsjahre (in Jahren) ^{b) c)}	14,41	3,15	12,58	3,03	0,005 ***
Anteil Teilnehmer mit landwirtschaftlichem Abschluss ^{d)} (in %)	91,30		96,77		
HLL-Wert ^{e)}	10,94	3,89	/	/	
Selbsteinschätzung der Vermögenssituation im Vergleich zu anderen Betriebsleitern ^{f)}	5,51	1,54	5,06	1,31	0,297
Anteil Teilnehmer mit unterdurchschnittlicher Vermögenssituation (in %)	21,74		9,68		
Anteil Teilnehmer mit durchschnittlicher Vermögenssituation (in %)	37,39		70,97		
Anteil Teilnehmer mit überdurchschnittlicher Vermögenssituation (in %)	40,87		19,35		
Bewirtschaftete Fläche (in ha)	204,11	431,69	117,82	129,31	0,781
Anteil Haupterwerbsbetriebe (in %)	81,74		74,19		
Anteil ökologisch wirtschaftender Betriebe (in %)	6,09		3,23		
Betriebsausrichtungen					
Anteil Betriebe mit dem Betriebszweig Ackerbau (in %)	87,83		93,55		
Anteil Betriebe mit dem Betriebszweig Veredelung (in %)	35,65		32,26		
Anteil Betriebe mit dem Betriebszweig Milchvieh (in %)	30,43		22,58		
Anteil Betriebe mit dem Betriebszweig Biogas (in %)	15,65		9,68		
Anteil Betriebe mit dem Betriebszweig Obstbau (in %)	13,04		6,45		
Anteil Betriebe mit Nachfolger (in %)	74,78		67,74		

^{a)} * (**, ***) bedeutet p-Wert < 0,10 (p-Wert < 0,05, p-Wert < 0,01)

^{b)} ohne Berufsschule

^{c)} nach dem Umrechnungsschlüssel der OECD (1999)

^{d)} Eine landwirtschaftliche Ausbildung kann von einer landwirtschaftlichen Lehre bis zu einem Studium der Agrarwissenschaften reichen.

^{e)} 0-7 = risikosuchend, 8 = risikoneutral, 9-19 = risikoavers

^{f)} 0-4 = unterdurchschnittlich, 5 = durchschnittlich, 6-10 = überdurchschnittlich

Quelle: eigene Berechnung

Mit einem Durchschnittsalter von 34,44 Jahren sind die Landwirte mit konsistentem Entscheidungsverhalten im Experiment relativ jung, wobei der jüngste Experimentteilnehmer 18 Jahre und der älteste 58 Jahre alt ist. Insgesamt können diese Landwirte mit

einem durchschnittlichen HLL-Wert („number of safe choices“) von 10,94 nach HOLT & LAURY (2002) als leicht risikoavers bezeichnet werden⁴. Eine detaillierte Darstellung der Entscheidungen der Teilnehmer befindet sich in Appendix B.

Die durchschnittliche Flächenausstattung der Betriebe mit Betriebsleitern mit im Experiment konsistentem Entscheidungsverhalten beträgt 204,11 ha, wobei der kleinste Betrieb 5 ha Sonderkulturen und der größte 3200 ha Ackerfläche sowie 450 ha Grünland bewirtschaftet. Den am häufigsten genannten Betriebszweig stellt der Ackerbau dar ($n = 101$). Die durchschnittliche Ackerfläche dieser Betriebe beträgt 182,47 ha. Die bewirtschaftete Grünlandfläche hat im Durchschnitt eine Größe von 55,89 ha ($n = 76$). Die Durchschnittsgröße der von 25 Teilnehmern genannten Sonderkulturenfläche beträgt 31,84 ha.

Im Vergleich zu den Landwirten mit im Experiment konsistentem Entscheidungsverhalten sind die Landwirte mit inkonsistentem Entscheidungsverhalten, wie der Mann-Whitney-U-Test bestätigt, signifikant älter ($p < 0,01$). Ebenso unterscheiden sich beide Gruppen in der Dauer ihrer Ausbildung signifikant ($p < 0,01$).

4.3 Hypothesenüberprüfung

Zur Überprüfung der Hypothesen werden die ermittelten Diskontraten herangezogen. Diese sind Tabelle 6 nach den verschiedenen Methoden und Treatments (mit Geldbeträgen ab 100 € bzw. 300 € und mit bzw. ohne Angabe der Zinssätze bei der Methode nach COLLER & WILLIAMS (1999) bzw. ANDERSEN et al. (2008)) zu entnehmen. Wird die Risikoaversion der Teilnehmer berücksichtigt, so sinken die geforderten Diskontraten. Dies ist auch bei LAURY et al. (2012) und ANDERSEN et al. (2008) festzustellen.

⁴ Dieses Ergebnis ist übereinstimmend mit Ergebnissen der Messung der Risikoeinstellung von MAART-NOELCK & MUSSHOFF (2013) von deutschen und von REYNAUD & COUTURE (2012) von französischen Landwirten.

Tabelle 6: Implizierte jährliche Diskontraten nach den verschiedenen Methoden und Treatments zur Messung der Zeitpräferenz ^{a)}

			Messung der Zeitpräferenz nach COLLER & WILLIAMS (1999)				Messung der Zeitpräferenz nach ANDERSEN et al. (2008)				Messung der Zeitpräferenz nach LAURY et al. (2012)	
			mit Zinsangabe		ohne Zinsangabe		mit Zinsangabe		ohne Zinsangabe		ohne Zinsangabe	
			Basis 100 €	Basis 300 €	Basis 100 €	Basis 300 €	Basis 100 €	Basis 300 €	Basis 100 €	Basis 300 €	Basis 100 €	Basis 300 €
Teilnehmergruppe 1 (n=79)	MW ^{b)}		38,64%	22,08%			23,71%	12,55%			58,21%	56,09%
	Median		15,02%	10,52%			10,24%	6,81%			25,22%	19,72%
	SD ^{c)}		72,48%	31,21%			42,62%	17,16%			86,67%	82,14%
Teilnehmergruppe 2 (n=36)	MW ^{b)}			62,79%	45,20%			52,60%	52,75%		50,53%	58,85%
	Median			28,39%	17,35%			17,48%	8,77%		18,53%	16,19%
	SD ^{c)}			75,83%	81,89%			82,15%	145,31%		83,02%	89,24%

^{a)} Wenn die Teilnehmer keinen Wechsel von Option A zu Option B durchgeführt haben, wird das Entscheidungsverhalten wie ein Wechsel in Entscheidungssituation 21 betrachtet (COLLER & WILLIAMS, 1999). Diese Vorgehensweise kommt für sechs Teilnehmer bei der Zeitpräferenzmessung nach LAURY et al. (2012) zur Anwendung, für die eine Diskontrate von 346,79% pro Jahr in die Ergebnisse eingeht.

^{b)} MW = Mittelwert

^{c)} SD = Standardabweichung

Quelle: eigene Berechnung

Die Ergebnisse der nach dem Akaike Informationskriterium reduzierten Regressionsanalyse (WLS) zeigt Tabelle 7.

Tabelle 7: Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Erklärung der ermittelten Diskontraten (N=460)

Erklärende Variable	Koeffizient	p-Wert ^{a)}
Konstante	-12,1993	0,135
Laury (1 = angewendet)	28,4142	< 0,001 ***
300 € (1 = angewendet)	-4,5706	0,072 *
Andersen ohne Zins (1 = angewendet)	18,1017	0,001 ***
Laury bei Andersen ohne Zins (1 = angewendet)	-20,5115	0,006 ***
Geschlecht (1 = weiblich)	-9,9950	0,020 **
Bildungsjahre	0,8596	0,058 *
Vermögenssituation	2,2922	0,003 ***
Betriebszweig Biogas (1 = darin aktiv)	7,2313	0,133
Betriebszweig Milchvieh (1 = darin aktiv)	9,9347	0,003 ***
Korrigiertes R²		0,2218

^{a)} * (**, ***) bedeutet p-Wert < 0,10 (p-Wert < 0,05, p-Wert < 0,01)

Quelle: eigene Berechnung

Ein positives Vorzeichen der Koeffizienten drückt einen Anstieg der erklärenden Variablen durch eine Erhöhung der Diskontraten aus. Ein Koeffizient mit negativem Vorzeichen ist dagegen mit einer Reduzierung der Diskontraten durch eine Steigerung der erklärenden Variablen verbunden.

Tabelle 8 gibt die Ergebnisse der nichtparametrischen Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Tests für verbundene Stichproben wieder, mit welchen signifikante Unterschiede zwischen den nach den verschiedenen Methoden und Treatments ermittelten Diskontraten aufgezeigt werden.

Tabelle 8: Ergebnisse der Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Tests für den Vergleich der implizierten Diskontraten nach den verschiedenen Methoden und Treatments zur Messung der Zeitpräferenz (ZP) ^{a)}

Verglichene Methoden und Treatments	p-Wert ^{b)}
1 ZP nach ANDERSEN et al. (2008) ausgehend von 100 € mit Zins & ZP nach LAURY et al. (2012) ausgehend von 100 € ohne Zins	< 0,001 ***
2 ZP nach ANDERSEN et al. (2008) ausgehend von 300 € mit Zins & ZP nach LAURY et al. (2012) ausgehend von 300 € ohne Zins	< 0,001 ***
3 ZP nach ANDERSEN et al. (2008) ausgehend von 100 € mit Zins & ZP nach ANDERSEN et al. (2008) ausgehend von 300 € mit Zins	< 0,001 ***
4 ZP nach LAURY et al. (2012) ausgehend von 100 € ohne Zins & ZP nach LAURY et al. (2012) ausgehend von 300 € ohne Zins	0,576
5 ZP nach ANDERSEN et al. (2008) ausgehend von 100 € ohne Zins & ZP nach LAURY et al. (2012) ausgehend von 100 € ohne Zins ^{c)}	0,649
6 ZP nach ANDERSEN et al. (2008) ausgehend von 300 € ohne Zins & ZP nach LAURY et al. (2012) ausgehend von 300 € ohne Zins ^{c)}	0,007 ***
7 ZP nach ANDERSEN et al. (2008) ausgehend von 100 € ohne Zins & ZP nach ANDERSEN et al. (2008) ausgehend von 300 € ohne Zins	0,042 **
8 ZP nach LAURY et al. (2012) ausgehend von 100 € ohne Zins ^{c)} & ZP nach LAURY et al. (2012) ausgehend von 300 € ohne Zins ^{c)}	0,347

^{a)} Bei einer Mittelung der Intervalle der implizierten Diskontraten und Risikoaversionskoeffizienten statt der Nutzung des jeweils höchsten Wertes der Bereiche, kommen die Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Tests zu den gleichen Ergebnissen. Nur in Zeile 6 sinkt das Signifikanzniveau auf $p < 0,05$.

^{b)} * (**, ***) bedeutet p -Wert $< 0,10$ (p -Wert $< 0,05$, p -Wert $< 0,01$)

^{c)} Es wird sich auf die Ergebnisse der Messung der Zeitpräferenz nach LAURY et al. (2012) bezogen, wenn die Zeitpräferenzmessung nach Andersen et al. (2008) ohne Angabe der Zinssätze erfolgt.

Quelle: eigene Berechnung

Test der Hypothese 1

Wie aus den in Tabelle 7 dargestellten Ergebnissen der Regressionsanalyse deutlich wird, hat die Anwendung der Methode zur Messung der Zeitpräferenz nach LAURY et al. (2012) einen höchst signifikanten Einfluss ($p < 0,01$) auf die ermittelten Diskontraten. Die implizierten Diskontraten aus den Zeitpräferenzmessungen nach LAURY et al.

(2012) liegen im Vergleich zu den Diskontraten nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) 28,41 Prozentpunkte höher. Der nichtparametrische Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Test für verbundene Stichproben bestätigt einen signifikanten Unterschied ($p < 0,01$) zwischen den nach den Methoden von ANDERSEN et al. (2008) und von LAURY et al. (2012) ermittelten Diskontraten. Dieser Unterschied ergibt sich sowohl mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € als auch von 300 € (vgl. Tabelle 8, Zeile 1 und 2).

Hypothese 1, dass die Methoden zur Zeitpräferenzmessung nach ANDERSEN et al. (2008) und LAURY et al. (2012) bei der Anwendung auf Landwirte zu nicht signifikant verschiedenen Ergebnissen führen, kann daher **abgelehnt** werden.

Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu dem Ergebnis von LAURY et al. (2012), die beide Methoden der Zeitpräferenzmessung auf Studierende anwenden. Im Vergleich zu den von LAURY et al. (2012) ermittelten Diskontraten von Studierenden ergeben sich zum Teil deutlich höhere Diskontraten von Landwirten. LAURY et al. (2012) stellen mit Geldbeträgen ausgehend von \$200 durchschnittliche Diskontraten der Studierenden von 14,1% nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) und von 12,2% nach ihrer eigenen Methode fest. Die von den Landwirten nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) erfassten Diskontraten liegen mit durchschnittlich 23,71% bzw. 12,55% mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € bzw. 300 € etwa in der Größenordnung der von LAURY et al. (2012) gemessenen Diskontraten von Studierenden. Die von den Landwirten nach der Methode von LAURY et al. (2012) ermittelten Diskontraten mit durchschnittlich 58,21% bzw. 56,09% sind dagegen deutlich höher (vgl. Tabelle 6). DUQUETTE et al. (2012) ermitteln experimentell Diskontraten von US-amerikanische Landwirten von durchschnittlich 34%. Dabei werden Geldbeträge um \$400 und ein Zeithorizont von neun Monaten genutzt. Da deren Zeitpräferenzmessung ohne Beachtung der Risikoeinstellung erfolgt, können die Ergebnisse mit den ermittelten Diskontraten nach der Methode von COLLER & WILLIAMS (1999) in Bezug gesetzt werden. Die implizierten Diskontraten von 38,64% bzw. 22,08%, gemessen mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € bzw. 300 €, liegen etwa in der gleichen Größenordnung. BOCQUÉHO et al. (2013) messen dagegen in einem Experiment eine niedrigere Diskontrate französischer Landwirte von durchschnittlich 13,6%. Hier wird ein Zeithorizont von bis zu drei Jahren angewendet und es

werden Geldbeträge zwischen 148 € und 1.270 € eingesetzt. Die Risikoeinstellung wird ebenfalls nicht berücksichtigt.

Als Vorteil der Methode nach LAURY et al. (2012) kann die im Vergleich zu der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) geringere Inkonsistenzrate gesehen werden (vgl. Appendix B). Insbesondere bei der Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002) kommt es zu inkonsistentem Verhalten (CHARNESS & VICEISZA, 2012; JAMISON et al., 2008; ECKEL & WILSON, 2004). Als Grund dafür wird von DAVE et al. (2010) die sehr komplexe Aufgabenstellung genannt, die möglicherweise nicht von allen Experimentteilnehmern verstanden wird (CHARNESS et al., 2013). Wie aus Tabelle 5 abzuleiten ist, kommt es vor allem bei älteren Teilnehmern zu inkonsistentem Verhalten.

Test der Hypothese 2

Die Anwendung der beiden Methoden zur Zeitpräferenzmessung nach ANDERSEN et al. (2008) und nach LAURY et al. (2012) mit Geldbeträgen ausgehend von 300 € anstelle der Durchführung der Zeitpräferenzmessungen auf der Basis von 100 € reduziert die implizierten Diskontraten signifikant ($p < 0,10$) um 4,57 Prozentpunkte (vgl. Tabelle 7). Bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) sinkt die implizierte Diskontrate im Durchschnitt von 23,71% auf 12,55% pro Jahr, wenn die Zeitpräferenzmessungen mit Geldbeträgen ausgehend von 300 € anstatt von 100 € durchgeführt werden und den Teilnehmern die Zinssätze bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) angegeben werden (vgl. Tabelle 6). Der Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Test zeigt, dass sich die Ergebnisse beider Treatments signifikant unterscheiden ($p < 0,01$) (vgl. Tabelle 8, Zeile 3). Mit durchschnittlichen implizierten Diskontraten von 58,21% und 56,09% pro Jahr unterscheiden sich die Ergebnisse der Zeitpräferenzlotterien nach LAURY et al. (2012) dagegen durch eine Veränderung der eingesetzten Geldbeträge nicht signifikant (vgl. Tabelle 6 und Tabelle 8, Zeile 4). Auch wenn bei der Experimentdurchführung auf die Anzeige der Zinssätze bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) verzichtet wird, kommt es bei Anwendung dieser Methode mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € und 300 € zu signifikant unterschiedlichen Ergebnissen. Die Diskontraten aus den Zeitpräferenzmessungen nach LAURY et al. (2012) unterscheiden sich dagegen durch eine Veränderung der Geldbeträge auch bei dieser Teilnehmergruppe nicht (vgl. Tabelle 8, Zeile 7 und 8). Daher kann **Hypothese 2**, dass sich die Ergebnisse aus den Zeitpräferenzexperimenten

nach ANDERSEN et al. (2008) und nach LAURY et al. (2012) mit veränderten Geldbeträgen signifikant unterscheiden, für die **Methode nach LAURY et al. (2012) abgelehnt** werden, aber **nicht für die Methode nach ANDERSEN et al. (2008)**.

Der Unterschied der Diskontraten durch die veränderten Geldbeträge, die bei der Bestimmung der Diskontraten nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) beobachtet werden, stehen im Einklang mit den Ergebnissen des Experiments von PENDER (1996) mit südindischen Landwirten und Landarbeitern. Der Median der ermittelten Diskontraten liegt bei 50%, bei höheren im Experiment eingesetzten Geldbeträgen war er niedriger. Der Median der nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) mit Angabe der Zinssätze ermittelten Diskontraten der deutschen Landwirte beträgt 10,24% mit Geldbeträgen ausgehend von 100 €, wogegen sich ein Median der implizierten Diskontraten bei Geldbeträgen ausgehend von 300 € von nur 6,81% ergibt (vgl. Tabelle 6). Dieselbe Tendenz ist auch bei den nach der Methode von LAURY et al. (2012) erfassten Diskontraten zu erkennen, obwohl kein signifikanter Unterschied besteht. Da von PENDER (1996) die Risikoeinstellung der indischen Landwirte nicht beachtet wird, sind die Ergebnisse mit denen nach der Methode von COLLER & WILLIAMS (1999) zu vergleichen. Der Median sinkt auch bei Anwendung dieser Methode durch den Einsatz höherer Geldbeträge im Experiment, jedoch liegt der Median der ermittelten Diskontraten mit 15,02% bzw. 10,52% (mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € bzw. 300 €) deutlich unter den implizierten Diskontraten der indischen Landbevölkerung (vgl. Tabelle 6). Die Ergebnisse beider Experimente lassen sich jedoch nur schwer vergleichen, da PENDER (1996) statt Geldprämien Reis als Gut einsetzt, deutlich längere Zeithorizonte wählt und die Zinssätze nicht angibt. Des Weiteren ist ein Vergleich grundsätzlich kritisch, da das Entscheidungsverhalten von Landwirten in einem Entwicklungs- und einem Industrieland betrachtet wird. Aufgrund stärkerer Unsicherheiten sind höhere Diskontraten der Bevölkerung in Entwicklungsländern im Vergleich zu den Diskontraten von Personen in Industrieländern nachvollziehbar. PENDER (1996) weist außerdem auf vergleichsweise hohe Zinsen für Kredite in Entwicklungsländern hin. BOCQUÉHO et al. (2013) haben dagegen einen gegenteiligen Effekt festgestellt, dass sich die Diskontraten französischer Landwirte mit steigenden Geldbeträgen leicht erhöhen. Dieses Ergebnis widerspricht dem von FREDERICK et al. (2002) beschriebenen „magnitude effect“.

Test der Hypothese 3

Die Diskontraten der Experimententeilnehmer, denen bei der Zeitpräferenzmessung nach ANDERSEN et al. (2008) die Zinssätze nicht angezeigt wurden, sind signifikant ($p < 0,01$) höher als die implizierten Diskontraten der Teilnehmer, die das Experiment mit der Angabe der Zinssätze nach ANDERSEN et al. (2008) durchgeführt haben. Durch den Verzicht auf die Angabe der Zinssätze steigen die Diskontraten um 18,10 Prozentpunkte (vgl. Tabelle 7). Aus dem signifikant negativen Einfluss ($p < 0,01$) um 20,51 Prozentpunkte der Dummy-Variablen „Laury bei Andersen ohne Zins“ auf die Diskontraten wird deutlich, dass eine Veränderung der implizierten Diskontraten nur bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) zu beobachten ist. Im Durchschnitt fordern die Landwirte nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) ohne Angabe der Zinssätze eine Diskontrate von 52,60% und nach LAURY et al. (2012) von 50,53% pro Jahr bei der Durchführung der Zeitpräferenzmessungen mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € (vgl. Tabelle 6). Der Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Test zeigt an, dass sich die Ergebnisse beider Methoden mit diesem Treatment nicht signifikant unterscheiden (vgl. Tabelle 8, Zeile 5). Werden Geldbeträge ausgehend von 300 € bei der Zeitpräferenzmessung eingesetzt, so kommt es zu signifikanten Unterschieden ($p < 0,01$) der implizierten Diskontraten (vgl. Tabelle 8, Zeile 6). **Hypothese 3**, dass der Verzicht auf die Angabe der Zinssätze bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) zu signifikant unterschiedlichen Ergebnissen der beiden Methoden der Zeitpräferenzmessung führt, kann bei Durchführung der Zeitpräferenzmessungen **mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € abgelehnt** werden. Bei der Durchführung **mit Geldbeträgen ausgehend von 300 €** kann Hypothese 3 dagegen **nicht abgelehnt** werden, sodass die Hypothese **generell nicht abgelehnt** werden kann.

Wie Tabelle 6 zu entnehmen ist, entsprechen sich sowohl die Mittelwerte als auch die Mediane der nach beiden Methoden ausgehend von 100 € ermittelten Diskontraten nahezu, wenn die Zinssätze auch bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) nicht angezeigt werden. Die Angabe der Zinssätze führt, wie von COLLIER & WILLIAMS (1999) bereits festgestellt, zu niedrigeren Diskontraten. Bei dem Verzicht auf die Angabe der Zinssätze kommt es dagegen zu höheren Diskontraten, wobei sich die Ergebnisse beider Methoden bei der Anwendung mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € nicht unterscheiden. Bei der Nutzung von Geldbeträgen ausgehend von 300 € ist der Median der impli-

zierten Diskontraten, die nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) erfasst werden, mit 8,77% deutlich niedriger als der der Diskontraten, die nach der Methode von LAURY et al. (2012) ermittelt werden. Dieser beträgt 16,19% und liegt damit auch in der Größenordnung der Mediane der Diskontraten, die bei Durchführung der Zeitpräferenzmessungen mit 100 € impliziert werden. Die Anfälligkeit der Methode von ANDERSEN et al. (2008) gegenüber einer Veränderung der Geldbeträge könnte zur Bestätigung von Hypothese 3 bei Durchführung der Zeitpräferenzmessungen mit Geldbeträgen ausgehend von 300 € führen.

Test der Hypothese 4

Wie aus den Ergebnissen der Regressionsanalyse in Tabelle 7 deutlich wird, hat der Regressor „Geschlecht“ einen signifikant negativen Einfluss ($p < 0,05$) auf die ermittelten Diskontraten. Die Diskontraten der Landwirtinnen liegen etwa 10 Prozentpunkte unter den Diskontraten der männlichen Teilnehmer. Die erklärende Variable „Bildungsjahre“ beeinflusst die ermittelten Diskontraten signifikant positiv ($p < 0,10$). Haben die Experimententeilnehmer eine längere Bildung genossen, so verlangen sie eine höhere Diskontrate. Eine höhere Diskontrate wird von den Landwirten außerdem gefordert, wenn sie ihre Vermögenssituation im Vergleich zu anderen Betriebsleitern als besser einschätzen. Auch dieser positive Zusammenhang ist als signifikant einzuordnen ($p < 0,01$). Die Diskontraten hängen außerdem signifikant ($p < 0,01$) von dem Vorhandensein des Betriebszweigs Milchvieh ab. Die implizierten Diskontraten der Teilnehmer, die Betriebe mit dem Betriebszweig Milchvieh bewirtschaften, sind um 9,93 Prozentpunkte höher als die von Landwirten ohne Milchviehhaltung. Alle anderen erhobenen soziodemografischen und betriebsspezifischen Variablen wie „Alter“, „Nachfolger“, „Erwerbsform“, „Wirtschaftsweise“ und die Aktivität in den verschiedenen Betriebszweigen können keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Varianz der ermittelten Diskontraten leisten. **Hypothese 4**, dass soziodemografische und betriebsspezifische Faktoren einen signifikanten Einfluss auf die Zeitpräferenz von Landwirten haben, kann für die Variablen „Geschlecht“, „Bildungsjahre“, „Vermögenssituation“ und „Betriebszweig Milchvieh“ **nicht abgelehnt** werden.

In der bestehenden Literatur werden zum Teil andere signifikante Einflüsse auf Diskontraten von Landwirten dargestellt bzw. andere Wirkungsrichtungen der erklärenden Vari-

ablen gefunden: Sowohl BOCQUÉHO et al. (2013) als auch TANAKA et al. (2010) stellen einen signifikant negativen Einfluss der Bildung auf die Diskontraten fest, sodass mit höherer Bildung die Diskontrate sinkt. Nach PENDER (1996) beeinflusst die Bildung die Diskontrate dagegen nicht signifikant. Zum gleichen Ergebnis kommt PENDER (1996) auch für den Einfluss des Geschlechts. BOCQUÉHO et al. (2013) und TANAKA et al. (2010) zeigen außerdem einen signifikant negativen Einfluss des Alters auf die Diskontraten auf. Dieser kann von PENDER (1996) jedoch ebenfalls nicht bestätigt werden. Eine signifikant negative Abhängigkeit der Diskontrate von der Vermögenssituation wird von TANAKA et al. (2010), PENDER (1996) und LAWRENCE (1991) festgestellt. Finanziell besser gestellte Personen fordern demnach eine niedrigere Diskontrate. Laut BOCQUÉHO et al. (2013) sind die Diskontraten nicht von der Vermögenssituation abhängig. Dabei muss beachtet werden, dass die Vermögenssituation in der Literatur auf verschiedenen Wegen festgestellt wird.

5 Zusammenfassung und Ausblick

Die individuelle Zeitpräferenz stellt einen wesentlichen Einflussfaktor des Entscheidungsverhaltens dar. Die Ergebnisse von wissenschaftlichen Messungen der Zeitpräferenz, ausgedrückt in Diskontraten, variieren stark. Als eine Begründung dafür wird in der Literatur angeführt, dass von risikoneutralen Entscheidern ausgegangen wird, obwohl in vielen Untersuchungen festgestellt wurde, dass sich Entscheider risikoavers verhalten. ANDERSEN et al. (2008) haben daher eine Methode entwickelt, mit der sowohl die Zeitpräferenz als auch die Risikoeinstellung experimentell erfasst werden und die ermittelten Diskontraten um die Ergebnisse der Risikoeinstellung korrigiert werden. LAURY et al. (2012) haben eine experimentelle Methode zur Messung der Zeitpräferenz mittels Lotterien vorgestellt, bei der es nicht erforderlich ist, die Risikoeinstellung separat zu erfassen. Sie vergleichen ihre eigene Methode mit der nach ANDERSEN et al. (2008) anhand einer Gruppe von Studierenden. Da aber von dem Entscheidungsverhalten von Studierenden nicht auf das realer Entscheidungsträger geschlossen werden kann, werden in diesem Beitrag die Methoden zur Zeitpräferenzmessung von ANDERSEN et al. (2008)

und von LAURY et al. (2012) auf Landwirte angewendet und die dadurch ermittelten Diskontraten miteinander verglichen.

Die ermittelten Diskontraten nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) mit Geldbeträgen ausgehend von 100 € bzw. 300 € liegen mit durchschnittlich 23,71% bzw. 12,55% deutlich unter den nach der Methode von LAURY et al. (2012) erfassten Diskontraten, die im Durchschnitt 58,21% bzw. 56,09% betragen. Im Gegensatz zu den nach der Methode von LAURY et al. (2012) festgestellten Diskontraten verändern sich die nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) ermittelten Diskontraten, wenn unterschiedliche Geldbeträge verwendet werden. Die ermittelten Diskontraten entsprechen bei der Anwendung der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) ohne die Angabe der nominalen bzw. effektiven Jahreszinsen, auf welche bei der Methode nach LAURY et al. (2012) grundsätzlich verzichtet wird, der Größenordnung der nach der Methode von LAURY et al. (2012) implizierten Diskontraten. Neben den Einflüssen der verschiedenen Methoden und Treatments können außerdem signifikante Einflüsse von soziodemografischen und betriebsspezifischen Charakteristika auf die Diskontraten festgestellt werden.

Während die Größenordnung der nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) ermittelten Diskontraten mit den Ergebnissen von LAURY et al. (2012) bei der Anwendung beider Methoden auf Studierende übereinstimmt, trifft dies nicht für die nach der Methode von LAURY et al. (2012) erfassten Diskontraten zu. Eine Übertragung der nach LAURY et al. (2012) ermittelten Diskontraten auf andere Gruppen bzw. die Gesamtbevölkerung scheint somit nicht möglich. Die nach der Methode von ANDERSEN et al. (2008) ermittelten Diskontraten liegen zum Teil auch in der Größenordnung anderer Untersuchungen der Diskontraten von Landwirten. Aus diesen Ergebnissen kann für die Politik und auch die Landwirte selbst festgehalten werden, dass die Landwirte Gegenwärtiges deutlich bevorzugen und für einen Aufschub in die Zukunft sehr hohe Zinsforderungen stellen. Dieses Verhalten sollte bei politischen Entscheidungen wie beispielsweise der Wahl des Auszahlungszeitpunktes für Agrarfördermaßnahmen berücksichtigt werden. Landwirte sollten darauf aufmerksam gemacht werden, nicht vorschnell zu handeln, sondern langfristig zu planen und mögliche zukünftige Entscheidungsalternativen im Vergleich zu heutigen durchzukalkulieren.

Aufgrund der genannten Anfälligkeiten und einer hohen Inkonsistenzrate bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) besteht für die Wissenschaft weiterer Forschungsbedarf zur Entwicklung adäquater Methoden zur Messung der Zeitpräferenz realer Entscheider. Die Methode nach ANDERSEN et al. (2008) kann auch zu sehr hohen Diskontraten von durchschnittlich über 50% führen, wenn die Zinssätze nicht angegeben werden. Aus diesem Grund wäre in der Folge eine Anwendung der Methode nach LAURY et al. (2012) mit Angabe der Zinssätze interessant. Um die hohe Inkonsistenzrate bei der Ermittlung der Risikoeinstellung bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) zu umgehen, könnte für die getrennte Messung der Risikoeinstellung und der Diskontraten eine andere Methode zur Messung der Risikoeinstellung angewendet werden. Beispielsweise könnte die Risikoeinstellung nach der Methode von ECKEL & GROSSMAN (2008) erfasst werden, wobei nur eine Lotterie ausgewählt werden muss. In weiteren Forschungsarbeiten sollten beide Methoden zur Zeitpräferenzmessung außerdem mit Entscheidungsträgern anderer Berufsgruppen und in anderen Ländern angewendet werden, um die Robustheit der gefundenen Ergebnisse zu überprüfen.

Literaturverzeichnis

- AHLBRECHT, M. & WEBER, M. (1997): An empirical study on intertemporal decision making under risk. In: *Management Science*, 43 (6): 813–826.
- ANDERHUB, V., GÜTH, W., GNEEZY, U. & SONSINO, D. (2001): On the interaction of risk and time preferences: an experimental study. In: *German Economic Review*, 2 (3): 239–253.
- ANDERSEN, S., HARRISON, G.W., LAU, M.I. & RUTSTRÖM, E.E. (2010): Preference heterogeneity in experiments: comparing the field and laboratory. In: *Journal of Economic Behavior & Organization*, 73 (2): 209–224.
- ANDERSEN, S., HARRISON, G.W., LAU, M.I. & RUTSTROM, E.E. (2008): Eliciting risk and time preferences. In: *Econometrica*, 76 (3): 583–618.
- ANDERSEN, S., HARRISON, G.W., LAU, M.I. & RUTSTRÖM, E.E. (2006): Elicitation using multiple price list formats. In: *Experimental Economics*, 9 (4): 383–405.
- ANDERSON, L.R. & STAFFORD, S.L. (2009): Individual decision-making experiments with risk and intertemporal choice. In: *Journal of Risk and Uncertainty*, 38 (1): 51–72.
- ANDREONI, J. & SPRENGER, C. (2012): Estimating time preferences from convex budgets. In: *American Economic Review*, 102 (7): 3333–3356.
- BARR, S.H. & HITT, M.A. (1986): A comparison of selection decision models in manager versus student models. In: *Personnel Psychology*, 39 (3): 599–617.
- BENHABIB, J., BISIN, A. & SCHOTTER, A. (2010): Present-bias, quasi-hyperbolic discounting, and fixed costs. In: *Games and Economic Behavior*, 69 (2): 205–223.
- BENZION, U., RAPOPORT, A. & YAGIL, J. (1989): Discount rates inferred from decisions: an experimental study. In: *Management Science*, 35 (3): 270–284.
- BOCQUÉHO, G., JACQUET, F. & REYNAUD, A. (2013): Reversal and magnitude effects in long-term time preferences: results from a field experiment. In: *Economics Letters*, 120 (1): 108–111.
- CHARNESS, G., GNEEZY, U. & IMAS, A. (2013): Experimental methods: eliciting risk preferences. In: *Journal of Economic Behavior & Organization*, 87: 43–51.
- CHARNESS, G., GNEEZY, U. & KUHN, M.A. (2012): Experimental methods: between-subject and within-subject design. In: *Journal of Economic Behavior & Organization*, 81 (1): 1–8.
- CHARNESS, G. & VICEISZA, A. (2012): Comprehension and risk elicitation in the field: evidence from rural Senegal. Working Paper. In: <http://escholarship.org/uc/item/5512d150>. Abruf: 18.03.2014.
- COBLE, K.H. & LUSK, J.L. (2010): At the nexus of risk and time preferences: An experimental investigation. In: *Journal of Risk and Uncertainty*, 41 (1): 67–79.
- COLLER, M. & WILLIAMS, M.B. (1999): Eliciting individual discount rates. In: *Experimental Economics*, 2 (2): 107–127.

- DAVE, C., ECKEL, C.C., JOHNSON, C.A. & ROJAS, C. (2010): Eliciting risk preferences: when is simple better? In: *Journal of Risk and Uncertainty*, 41 (3): 219–243.
- DUQUETTE, E., HIGGINS, N. & HOROWITZ, J. (2012): Farmer discount rates: experimental evidence. In: *American Journal of Agricultural Economics*, 94 (2): 451–456.
- ECKEL, C.C. & GROSSMAN, P.J. (2008): Forecasting risk attitudes: an experimental study using actual and forecast gamble choices. In: *Journal of Economic Behavior & Organization*, 68 (1): 1–17.
- ECKEL, C.C. & WILSON, R.K. (2004): Is trust a risky decision? In: *Journal of Economic Behavior & Organization*, 55 (4): 447–465.
- ENGLE-WARNICK, J., ESCOBAL, J. & LASZLO, S. (2009): How do additional alternatives affect individual choice under uncertainty? In: *Canadian Journal of Economics*, 42 (1): 113–140.
- FREDERICK, S. (2003): Time preference & personal identity. In: LOEWENSTEIN, G., READ, D. & BAUMEISTER, R.F. (Hrsg.). *Time and decision*: 89–113.
- FREDERICK, S., LOEWENSTEIN, G. & O'DONOGHUE, T. (2002): Time discounting and time preference: a critical review. In: *American Economic Association*, 40 (2): 351–401.
- HARRISON, G.W., LAU, M.I. & ELISABET RUTSTRÖM, E. (2009): Risk attitudes, randomization to treatment, and self-selection into experiments. In: *Journal of Economic Behavior & Organization*, 70 (3): 498–507.
- HARRISON, G.W. & LIST, J.A. (2008): Naturally occurring markets and exogenous laboratory experiments: a case study of the winner's curse. In: *The Economic Journal*, 118 (528): 822–843.
- HERBERICH, D.H. & LIST, J.A. (2012): Digging into background risk: experiments with farmers and students. In: *American Journal of Agricultural Economics*, 94 (2): 457–463.
- HOLT, C.A. & LAURY, S.K. (2002): Risk aversion and incentive effects. In: *American Economic Association*, 92 (5): 1644–1655.
- JAMISON, J., KARLAN, D. & SCHECHTER, L. (2008): To deceive or not to deceive: the effect of deception on behavior in future laboratory experiments. In: *Journal of Economic Behavior & Organization*, 68 3-4: 477–488.
- KHERA, I.P. & BENSON, J.D. (1970): Are students really poor substitutes for businessmen in behavioral research? In: *Journal of Marketing Research*, 7 (4): 529–532.
- LAMBSON, V.E. & JENSEN, F.E. (1995): Sunk costs and the variability of firm value over time. In: *The Review of Economics and Statistics*, 77 (3): 535–544.
- LAURY, S.K., MCINNES, M.M. & SWARTHOUT, J.T. (2012): Avoiding the curves: direct elicitation of time preferences. In: *Journal of Risk and Uncertainty*, 44 (3): 181–217.
- LAWRANCE, E.C. (1991): Poverty and the rate of time preference: evidence from panel data. In: *Journal of Political Economy*, 99 (1): 54–77.

- LENCE, S.H. (2000): Using consumption and asset return data to estimate farmers' time preference and risk attitudes. In: *American Journal of Agricultural Economics*, 82 (4): 934–947.
- MAART-NOELCK, S.C. & MUSSHOF, O. (2013): Measuring the risk attitude of decision-makers: are there differences between groups of methods and persons? In: *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8489.2012.00620.x>. Abruf: 26.02.2014.
- MOSCHINI, G. & HENNESSY, D.A. (2001): Uncertainty, risk aversion, and risk management for agricultural producers. In: GARDNER, B.L. & RAUSSER, G.C. (Hrsg.). *Handbook of Agricultural Economics: Agricultural Production 1A*: Elsevier.
- OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) (1999): *Classifying Educational Programmes: Manual for ISCED-97 Implementation in OECD Countries*.
- ONAY, S. & ÖNCÜLER, A. (2007): Intertemporal choice under timing risk: an experimental approach. In: *Journal of Risk and Uncertainty*, 34 (2): 99–121.
- PENDER, J.L. (1996): Discount rates and credit markets: theory and evidence from rural India. In: *Journal of Development Economics*, 50 (2): 257–296.
- ROE, B.E. & JUST, D.R. (2009): Internal and external validity in economics research: tradeoffs between experiments, field experiments, natural experiments, and field data. In: *American Journal of Agricultural Economics*, 91 (5): 1266–1271.
- SMITH, V.L. (1982): Microeconomic systems as an experimental science. In: *The American Economic Review*, 72 (5): 923–955.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2011): *Wirtschaftsrechnungen: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe: Aufwendungen privater Haushalte für Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren 2008*. Fachserie 15 (3). Wiesbaden.
- TANAKA, T., CAMERER, C.F. & NGUYEN, Q. (2010): Risk and time preferences: linking experimental and household survey data from Vietnam. In: *American Economic Review*, 100 (1): 557–571.
- THALER, R. (1981): Some empirical evidence on dynamic inconsistency. In: *Economics Letters*, 8 (3): 201–207.

Appendix A: Instruktionen und Entscheidungssituationen des computerbasiert durchgeführten Experiments

Einführung

Um zu untersuchen, wie der Faktor Zeit und Ihre Risikobereitschaft Ihre Entscheidungen beeinflussen, bieten wir Ihnen im Folgenden fünf verschiedene Lotterien und Wahlmöglichkeiten an. Wir möchten durch Ihr Entscheidungsverhalten erfahren, was Sie bevorzugen. **Ein richtig oder falsch gibt es dabei nicht!**

Das Experiment besteht aus zwei Teilen: Nach den von Ihnen getroffenen Wahlentscheidungen werden Angaben zu Ihrem Betrieb und Ihrer Person erhoben.

Was können Sie gewinnen?

Für alle Teilnehmer besteht eine Chance von 10%, für den Gewinn einer Geldprämie ausgelost zu werden. Von 50 Teilnehmern erhalten fünf eine Geldprämie. Das Los bestimmt, welcher der gezogenen Teilnehmer in welcher der fünf Lotterien und Wahlentscheidungen gewinnt. Nehmen mehr Landwirte an unserem Experiment teil, erhöht sich entsprechend die Anzahl der Geldprämien. Die Geldprämie pro Teilnehmer kann bis zu 388,45 € betragen. **Mit Ihren Entscheidungen bestimmen Sie die Höhe Ihrer möglichen Geldprämie.**

Wie die Ermittlung der Geldprämie genau erfolgt, wird in jedem Abschnitt detailliert beschrieben. Klicken Sie dort bitte zur Erläuterung auf dieses „Geld-Symbol“. [...]

Wir werden Ihnen per E-Mail mitteilen, wenn Sie eine Geldprämie gewonnen haben. Die Auszahlung der Geldprämie erfolgt zum jeweils angegebenen Zeitpunkt. Wird kein Datum genannt, so erhalten Sie die Geldprämie umgehend nach dem Schließen des Experiments.

Das Experiment wird etwa **15 Minuten** Ihrer Zeit in Anspruch nehmen. Selbstverständlich werden Ihre Angaben vertraulich behandelt und die Daten anonymisiert ausgewertet. Für Rückfragen stehen wir Ihnen gerne zur Verfügung. [...]

Teil 1: Wahlentscheidungen



[Im Folgenden wird die Variante des Experiments mit angegebenen Zinssätzen dargestellt. In der Variante ohne Angabe der Zinssätze werden die diesbezüglichen Informationen nicht genannt.]

Bitte entscheiden Sie sich für Geldbetrag A oder B!

Wir bieten Ihnen Wahlentscheidungen zwischen zwei sicheren Geldbeträgen an: Geldbetrag A und Geldbetrag B. **Geldbetrag A (100 €)** erhalten Sie **in drei Wochen**. **Geldbetrag B** erhalten Sie **erst in zwölf Wochen**. Geldbetrag B ist entsprechend dem angegebenen Zinssatz ausgehend von **100 €** aufgezinst.

[...]

Bitte entscheiden Sie sich in jeder der folgenden Zeilen für Geldbetrag A oder B.

	Geldbetrag A in 3 Wochen		Geldbetrag B in 12 Wochen	Nominaler Jahreszins	Effektiver Jahreszins
					
1	100,00 €	A ○ ○ B	100,00 €	0,00%	0,00%
2	100,00 €	A ○ ○ B	100,17 €	1,00%	1,01%
3	100,00 €	A ○ ○ B	100,35 €	2,00%	2,02%
4	100,00 €	A ○ ○ B	100,69 €	4,00%	4,08%
5	100,00 €	A ○ ○ B	101,04 €	6,00%	6,18%
6	100,00 €	A ○ ○ B	101,39 €	8,00%	8,33%
7	100,00 €	A ○ ○ B	101,74 €	10,00%	10,52%
8	100,00 €	A ○ ○ B	102,09 €	12,00%	12,75%
9	100,00 €	A ○ ○ B	102,45 €	14,00%	15,02%
10	100,00 €	A ○ ○ B	102,80 €	16,00%	17,35%
11	100,00 €	A ○ ○ B	103,15 €	18,00%	19,72%
12	100,00 €	A ○ ○ B	103,51 €	20,00%	22,13%
13	100,00 €	A ○ ○ B	103,96 €	22,50%	25,22%
14	100,00 €	A ○ ○ B	104,41 €	25,00%	28,39%
15	100,00 €	A ○ ○ B	105,31 €	30,00%	34,97%
16	100,00 €	A ○ ○ B	107,14 €	40,00%	49,15%
17	100,00 €	A ○ ○ B	109,01 €	50,00%	64,82%
18	100,00 €	A ○ ○ B	113,81 €	75,00%	111,54%
19	100,00 €	A ○ ○ B	118,81 €	100,00%	171,46%
20	100,00 €	A ○ ○ B	129,48 €	150,00%	346,79%

Bitte wählen Sie zwischen Lotterie A und B!

Wir bieten Ihnen die Möglichkeit, zwischen einem möglichen Gewinn von 100 € in drei Wochen (Lotterie A) oder in zwölf Wochen (Lotterie B) auszuwählen. In **Lotterie A** können mit einer Wahrscheinlichkeit von jeweils **50% 100 € oder 0 € in drei Wochen** gewonnen werden. In **Lotterie B** können **100 € oder 0 € erst in zwölf Wochen** gewonnen werden. Die Wahrscheinlichkeit für den Gewinn von 100 € steigt hierbei über die Zeilen von **50% auf 64,7%** an.

[...]

Bitte entscheiden Sie sich in jeder der folgenden Zeilen für Lotterie A oder B.

Wahrscheinlichkeit
für den Gewinn von
100 € in 3 Wochen



Wahrscheinlichkeit
für den Gewinn von
100 € in 12 Wochen



1	50%	A ○ ○ B	50,0%
2	50%	A ○ ○ B	50,1%
3	50%	A ○ ○ B	50,2%
4	50%	A ○ ○ B	50,4%
5	50%	A ○ ○ B	50,5%
6	50%	A ○ ○ B	50,7%
7	50%	A ○ ○ B	50,9%
8	50%	A ○ ○ B	51,1%
9	50%	A ○ ○ B	51,2%
10	50%	A ○ ○ B	51,4%
11	50%	A ○ ○ B	51,6%
12	50%	A ○ ○ B	51,8%
13	50%	A ○ ○ B	52,0%
14	50%	A ○ ○ B	52,2%
15	50%	A ○ ○ B	52,7%
16	50%	A ○ ○ B	53,6%
17	50%	A ○ ○ B	54,5%
18	50%	A ○ ○ B	56,9%
19	50%	A ○ ○ B	59,4%
20	50%	A ○ ○ B	64,7%

Bitte wählen Sie zwischen Lotterie A und B!

Sie können zwischen Lotterie A und Lotterie B wählen. Mit bestimmten Wahrscheinlichkeiten erhalten Sie in **Lotterie A 180,00 € oder 144,00 €** und in **Lotterie B 346,50 € oder 9,00 €**.

[...]

Bitte entscheiden Sie sich in jeder Zeile für Lotterie A oder B.



	Lotterie A		Lotterie B
1	mit 5% Gewinn von 180,00 € mit 95% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 5% Gewinn von 346,50 € mit 95% Gewinn von 9,00 €
2	mit 10% Gewinn von 180,00 € mit 90% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 10% Gewinn von 346,50 € mit 90% Gewinn von 9,00 €
3	mit 15% Gewinn von 180,00 € mit 85% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 15% Gewinn von 346,50 € mit 85% Gewinn von 9,00 €
4	mit 20% Gewinn von 180,00 € mit 80% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 20% Gewinn von 346,50 € mit 80% Gewinn von 9,00 €
5	mit 25% Gewinn von 180,00 € mit 75% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 25% Gewinn von 346,50 € mit 75% Gewinn von 9,00 €
6	mit 30% Gewinn von 180,00 € mit 70% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 30% Gewinn von 346,50 € mit 70% Gewinn von 9,00 €
7	mit 35% Gewinn von 180,00 € mit 65% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 35% Gewinn von 346,50 € mit 65% Gewinn von 9,00 €
8	mit 40% Gewinn von 180,00 € mit 60% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 40% Gewinn von 346,50 € mit 60% Gewinn von 9,00 €
9	mit 45% Gewinn von 180,00 € mit 55% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 45% Gewinn von 346,50 € mit 55% Gewinn von 9,00 €
10	mit 50% Gewinn von 180,00 € mit 50% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 50% Gewinn von 346,50 € mit 50% Gewinn von 9,00 €
11	mit 55% Gewinn von 180,00 € mit 45% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 55% Gewinn von 346,50 € mit 45% Gewinn von 9,00 €
12	mit 60% Gewinn von 180,00 € mit 40% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 60% Gewinn von 346,50 € mit 40% Gewinn von 9,00 €
13	mit 65% Gewinn von 180,00 € mit 35% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 65% Gewinn von 346,50 € mit 35% Gewinn von 9,00 €
14	mit 70% Gewinn von 180,00 € mit 30% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 70% Gewinn von 346,50 € mit 30% Gewinn von 9,00 €
15	mit 75% Gewinn von 180,00 € mit 25% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 75% Gewinn von 346,50 € mit 25% Gewinn von 9,00 €
16	mit 80% Gewinn von 180,00 € mit 20% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 80% Gewinn von 346,50 € mit 20% Gewinn von 9,00 €
17	mit 85% Gewinn von 180,00 € mit 15% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 85% Gewinn von 346,50 € mit 15% Gewinn von 9,00 €
18	mit 90% Gewinn von 180,00 € mit 10% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 90% Gewinn von 346,50 € mit 10% Gewinn von 9,00 €
19	mit 95% Gewinn von 180,00 € mit 5% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 95% Gewinn von 346,50 € mit 5% Gewinn von 9,00 €
20	mit 100% Gewinn von 180,00 € mit 0% Gewinn von 144,00 €	A ○ ○ B	mit 100% Gewinn von 346,50 € mit 0% Gewinn von 9,00 €

Bitte entscheiden Sie sich zwischen Geldbetrag A und B!

Wir bieten Ihnen Wahlentscheidungen zwischen zwei sicheren Geldbeträgen an, die Sie entweder in **drei Wochen (Geldbetrag A)** oder erst in **zwölf Wochen (Geldbetrag B)** erhalten. **Geldbetrag A** beträgt **300 €**, **Geldbetrag B** ist entsprechend dem angegebenen Zinssatz ausgehend von **300 €** aufgezinzt.

[...]

Bitte entscheiden Sie sich in jeder Zeile für Geldbetrag A oder B.

	Geldbetrag A in 3 Wochen		Geldbetrag B in 12 Wochen	Nominaler Jahreszins	Effektiver Jahreszins
					
1	300,00 €	A ○ ○ B	300,00 €	0,00%	0,00%
2	300,00 €	A ○ ○ B	300,52 €	1,00%	1,01%
3	300,00 €	A ○ ○ B	301,04 €	2,00%	2,02%
4	300,00 €	A ○ ○ B	302,08 €	4,00%	4,08%
5	300,00 €	A ○ ○ B	303,12 €	6,00%	6,18%
6	300,00 €	A ○ ○ B	304,17 €	8,00%	8,33%
7	300,00 €	A ○ ○ B	305,22 €	10,00%	10,52%
8	300,00 €	A ○ ○ B	306,28 €	12,00%	12,75%
9	300,00 €	A ○ ○ B	307,34 €	14,00%	15,02%
10	300,00 €	A ○ ○ B	308,40 €	16,00%	17,35%
11	300,00 €	A ○ ○ B	309,46 €	18,00%	19,72%
12	300,00 €	A ○ ○ B	310,53 €	20,00%	22,13%
13	300,00 €	A ○ ○ B	311,88 €	22,50%	25,22%
14	300,00 €	A ○ ○ B	313,22 €	25,00%	28,39%
15	300,00 €	A ○ ○ B	315,94 €	30,00%	34,97%
16	300,00 €	A ○ ○ B	321,43 €	40,00%	49,15%
17	300,00 €	A ○ ○ B	327,02 €	50,00%	64,82%
18	300,00 €	A ○ ○ B	341,42 €	75,00%	111,54%
19	300,00 €	A ○ ○ B	356,43 €	100,00%	171,46%
20	300,00 €	A ○ ○ B	388,45 €	150,00%	346,79%

Bitte wählen Sie zwischen Lotterie A und B!

Sie können zwischen einem möglichen Gewinn von 300 € in drei Wochen (Lotterie A) oder erst in zwölf Wochen (Lotterie B) auswählen. Mit einer Wahrscheinlichkeit von jeweils **50%** erhalten Sie **in Lotterie A 300 € oder 0 € in drei Wochen**. Bei **Lotterie B** können Sie **300 € oder 0 € in zwölf Wochen** gewinnen, wobei hier die Wahrscheinlichkeit für den Gewinn von 300 € über die Zeilen von **50% auf 64,7%** ansteigt.

[...]

Bitte entscheiden Sie sich in jeder Zeile für Lotterie A oder B.

Wahrscheinlichkeit
für den Gewinn von
300 € in 3 Wochen



Wahrscheinlichkeit
für den Gewinn von
300 € in 12 Wochen



1	50%	A ○ ○ B	50,0%
2	50%	A ○ ○ B	50,1%
3	50%	A ○ ○ B	50,2%
4	50%	A ○ ○ B	50,4%
5	50%	A ○ ○ B	50,5%
6	50%	A ○ ○ B	50,7%
7	50%	A ○ ○ B	50,9%
8	50%	A ○ ○ B	51,1%
9	50%	A ○ ○ B	51,2%
10	50%	A ○ ○ B	51,4%
11	50%	A ○ ○ B	51,6%
12	50%	A ○ ○ B	51,8%
13	50%	A ○ ○ B	52,0%
14	50%	A ○ ○ B	52,2%
15	50%	A ○ ○ B	52,7%
16	50%	A ○ ○ B	53,6%
17	50%	A ○ ○ B	54,5%
18	50%	A ○ ○ B	56,9%
19	50%	A ○ ○ B	59,4%
20	50%	A ○ ○ B	64,7%

Teil 2: Angaben zu Ihrem Betrieb und zu Ihrer Person

Wir möchten Sie bitten, noch einige Fragen zu Ihrem Betrieb zu beantworten. Alle Ergebnisse der Befragung werden ausschließlich in anonymisierter Form ausgewertet.

[...]

Abschließend möchten wir Ihnen einige Fragen zu Ihrer Person stellen. Alle Ergebnisse der Befragung werden ausschließlich in anonymisierter Form ausgewertet.

[...]

- Wie schätzen Sie Ihre Vermögenssituation im Vergleich zu anderen Betriebsleitern ein?
- (Bitte kreuzen Sie auf der Skala den Wert an, der Ihrer Vermögenssituation am besten entspricht)*
- 0 - deutlich schlechter
 - 1
 - 2
 - 3
 - 4
 - 5 - durchschnittlich
 - 6
 - 7
 - 8
 - 9
 - 10 - deutlich besser

[...]

Appendix B: Ergebnisse

Tabelle B-1: Wechselverhalten der Landwirte beider Teilnehmergruppen (TG 1 = Teilnehmergruppe 1, denen die Zinssätze bei der Methode nach ANDERSEN et al. (2008) angezeigt werden; TG 2 = Teilnehmergruppe 2, denen die Zinssätze nicht angezeigt werden) zwischen Option A und B in den Telexperimenten zur Messung der Risikoeinstellung und der Zeitpräferenz mit Geldbeträgen ausgehend von 100 €

Entscheidungs-situation	Bereich des relativen Risikoaversionskoeffizienten, der sich aus dem Wechsel in der jeweiligen Zeile der Messung der Risikoeinstellung ergibt	Anteil Wechsel in der jeweiligen Zeile bei der Messung der Risikoeinstellung nach HOLT & LAURY (2002)		Bereich der implizierten Diskontrate bei einem Wechsel in der jeweiligen Zeile der Zeitpräferenzmessungen	Anteil Wechsel in der jeweiligen Zeile bei der Zeitpräferenzmessung nach COLLIER & WILLIAMS (1999)		Anteil Wechsel in der jeweiligen Zeile bei der Zeitpräferenzmessung nach LAURY et al. (2012)	
		TG 1 ^{a)}	TG 2 ^{b)}		TG 1 ^{c)}	TG 2 ^{d)}	TG 1 ^{e)}	TG 2 ^{f)}
1	$r \leq -2,48$	1,12%	0,00%	$\delta \leq 0,00\%$	5,32%	7,89%	4,08%	13,16%
2	$-2,48 \leq r \leq -1,71$	1,12%	0,00%	$0,00\% \leq \delta \leq 1,01\%$	4,26%	7,89%	14,29%	7,89%
3	$-1,71 \leq r \leq -1,27$	0,00%	2,78%	$1,01\% \leq \delta \leq 2,02\%$	3,19%	2,63%	5,10%	2,63%
4	$-1,27 \leq r \leq -0,95$	1,12%	0,00%	$2,02\% \leq \delta \leq 4,08\%$	14,89%	2,63%	4,08%	2,63%
5	$-0,95 \leq r \leq -0,70$	3,37%	2,78%	$4,08\% \leq \delta \leq 6,18\%$	12,77%	2,63%	2,04%	10,53%
6	$-0,70 \leq r \leq -0,49$	3,37%	2,78%	$6,18\% \leq \delta \leq 8,33\%$	0,00%	2,63%	0,00%	0,00%
7	$-0,49 \leq r \leq -0,31$	3,37%	0,00%	$8,33\% \leq \delta \leq 10,52\%$	5,32%	7,89%	3,06%	0,00%
8	$-0,31 \leq r \leq -0,14$	10,11%	5,56%	$10,52\% \leq \delta \leq 12,75\%$	6,38%	2,63%	9,18%	10,53%
9	$-0,14 \leq r \leq 0,01$	12,36%	2,78%	$12,75\% \leq \delta \leq 15,02\%$	2,13%	2,63%	2,04%	0,00%
10	$0,01 \leq r \leq 0,15$	10,11%	13,89%	$15,02\% \leq \delta \leq 17,35\%$	4,26%	0,00%	1,02%	2,63%
11	$0,15 \leq r \leq 0,28$	4,49%	19,44%	$17,35\% \leq \delta \leq 19,72\%$	5,32%	5,26%	4,08%	5,26%
12	$0,28 \leq r \leq 0,41$	4,49%	2,78%	$19,72\% \leq \delta \leq 22,13\%$	6,38%	0,00%	2,04%	2,63%
13	$0,41 \leq r \leq 0,54$	8,99%	11,11%	$22,13\% \leq \delta \leq 25,22\%$	3,19%	2,63%	5,10%	7,89%
14	$0,54 \leq r \leq 0,68$	11,24%	5,56%	$25,22\% \leq \delta \leq 28,39\%$	5,32%	7,89%	1,02%	0,00%
15	$0,68 \leq r \leq 0,82$	8,99%	8,33%	$28,39\% \leq \delta \leq 34,97\%$	4,26%	2,63%	3,06%	2,63%
16	$0,82 \leq r \leq 0,97$	5,62%	11,11%	$34,97\% \leq \delta \leq 49,15\%$	3,19%	2,63%	8,16%	0,00%
17	$0,97 \leq r \leq 1,15$	0,00%	5,56%	$49,15\% \leq \delta \leq 64,82\%$	1,06%	7,89%	10,20%	10,53%
18	$1,15 \leq r \leq 1,37$	4,49%	2,78%	$64,82\% \leq \delta \leq 111,54\%$	6,38%	18,42%	10,20%	15,79%
19	$1,37 \leq r \leq 1,68$	3,37%	2,78%	$111,54\% \leq \delta \leq 171,46\%$	3,19%	10,53%	3,06%	0,00%
20	$1,68 \leq r \leq 2,25$	2,25%	0,00%	$171,46\% \leq \delta \leq 346,79\%$	3,19%	2,63%	3,06%	0,00%

- a) Wechselverhalten der 89 Teilnehmer von 108, die nicht wieder zu Option A zurück gewechselt haben oder nur Option A gewählt haben.
- b) Wechselverhalten der 36 Teilnehmer von 38, die nicht wieder zu Option A zurück gewechselt haben oder nur Option A gewählt haben.
- c) Wechselverhalten der 94 Teilnehmer von 108, die nicht zu Option A zurück gewechselt haben.
- d) Wechselverhalten aller 38 Teilnehmer.
- e) Wechselverhalten der 98 Teilnehmer von 108, die nicht zu Option A zurück gewechselt haben. Fünf der Teilnehmer haben über alle Entscheidungssituationen Option A gewählt und zeigen somit eine implizierte Diskontrate von mindestens 346,79% pro Jahr auf.
- f) Wechselverhalten aller 38 Teilnehmer. Zwei der Teilnehmer haben über alle Entscheidungssituationen Option A gewählt und zeigen somit eine implizierte Diskontrate von mindestens 346,79% pro Jahr auf.

Quelle: eigene Berechnung

