

# Die Bewertung der Umstellung von einer jährlichen Ackerkultur auf den Anbau von Miscanthus – Eine Anwendung des Realloptionsansatzes

## Evaluating the Land Conversion of Annual Crop Production to Cultivate Miscanthus – An Application of the Real Options Approach

Antonius Diekmann, Matthias Haverkamp und Oliver Mußhoff  
Georg-August-Universität Göttingen

### Zusammenfassung

Viele Studien zeigen, dass Miscanthus (MSC) im Vergleich zum klassischen Ackerbau ökonomisch vorteilhaft sein kann. Dennoch bauen Landwirte nur vereinzelt MSC an. Es hat den Anschein, dass Landwirte klassischen Investitionskalkülen nicht folgen. Im Unterschied zur traditionellen Investitionstheorie berücksichtigt der Realloptionsansatz (ROA) Irreversibilität und zeitliche Flexibilität einer Investition sowie die Unsicherheit hinsichtlich der Rückflüsse. Aus diesem Grund können die Investitionstrigger des ROA, ab denen ein Entscheider investieren sollte, höher als die der traditionellen Investitionstheorie sein. Häufig wird daraus in Nicht-MSC-Kontexten geschlussfolgert, dass der ROA Investitionszurückhaltung erklären kann. In vielen Anwendungen wird allerdings die Desinvestitionsmöglichkeit vernachlässigt. Es besteht daher die Gefahr, dass die gemäß ROA berechneten Investitionstrigger überhöht sind. Wir sind die Ersten, die den ROA auf die Umstellungsmöglichkeit von klassischem Ackerbau auf MSC anwenden und mit Hilfe einer Kombination aus genetischem Algorithmus und stochastischer Simulation Investitions- bzw. Umstellungstrigger (mit und ohne Rückumstellungsmöglichkeit) bestimmen. Unsere Ergebnisse zeigen, dass die Umstellungstrigger des ROA bedeutend höher sind als die der traditionellen Investitionstheorie. Allerdings führt die Vernachlässigung der Rückumstellungsmöglichkeit zu einer Überschätzung der Umstellungszurückhaltung. Ein zunehmender Grad an Risikoaversion führt zu einer Verringerung der Umstellungstrigger beider Theorien. Es kann geschlussfolgert werden, dass der ROA die Zurückhaltung der Landwirte bei der Umstellung auf MSC zumindest teilweise erklären kann.

### Schlüsselwörter

traditionelle Investitionstheorie; Realloptionsansatz; genetischer Algorithmus; stochastische Simulation; Miscanthus; Weizen

### Abstract

Several studies applying the classical investment theory have shown that miscanthus (MSC) is an economically advantageous alternative to traditional agricultural land use. Nevertheless, only few farmers cultivate MSC. Therefore, it seems as if farmers do not act according to classical investment theory. In contrast to the classical investment theory, the real options approach (ROA) considers irreversibility and temporal flexibility of an investment as well as uncertainty with regard to investment returns. Consequently, investment triggers indicating when a decision-maker should invest can be shifted upwards in comparison to the classical investment theory. It is therefore often concluded that the ROA can help to explain investment restraint. However, the possibility of disinvestment is often neglected. Thus, there is the risk that calculated investment triggers of the ROA are overestimated. We develop a model by using a combination of a genetic algorithm and stochastic simulation in order to calculate investment triggers in general, and conversion triggers in particular (with and without reconversion possibilities) to the conversion possibility from wheat to MSC following the ROA. Our results show that the conversion triggers of the ROA are higher than those of the classical investment theory. Nevertheless, the neglect of disinvestment (reconversion) possibilities leads to overestimating conversion triggers. However, conversion triggers of the ROA are still higher than those of the classical

*investment theory. With an increasing risk attitude, conversion triggers of both theories decrease. It can be concluded that the ROA has the potential to partially explain farmers' inertia to convert to MSC.*

## Key Words

*classical investment theory; real options approach; genetic algorithm; stochastic simulation; miscanthus; wheat*

## 1 Einleitung

Der Anbau von *Miscanthus x Giganteus* (MSC) bietet gegenüber der klassischen Ackerlandnutzung zahlreiche Vorteile. Der MSC-Anbau ist durch hohe Flächenerträge gekennzeichnet und kann der Bereitstellung von Wärme, Energie und Treibstoff dienen (HEATON et al., 2004). Auch in den USA hat man diese Potentiale erkannt. So stellen DOHLEMAN et al. (2009) fest, dass der MSC-Anbau in den Hauptanbaugebieten des mittleren Westens um bis zu 60 % höhere Biomasseerträge pro Hektar (ha) im Vergleich zu Körnermais aufweisen kann. MABEE und SADDLER (2007) prognostizieren in einigen OECD-Staaten für MSC höhere Biomasseerträge pro Hektar (ha) als im konventionellen Waldbau.

Aus ökonomischer Sicht scheint der Anbau von MSC sinnvoll zu sein. Nach Berechnungen von BULLARD (2001) kann MSC auf englischen Hochertragsstandorten höhere Deckungsbeiträge (DB), als der Anbau von Weizen und anderen klassischen Ackerkulturen erzielen. In einer Untersuchung im US-Bundesstaat Illinois wurde festgestellt, dass der MSC-Anbau auch ohne Subventionen wirtschaftlich interessant ist, sofern die Anbaudauer mehrere Perioden umfasst (HEATON et al., 2004). Verschiedene Studien (vgl. z.B. CLIFTON-BROWN et al., 2004) weisen auf ein erhebliches Potential für MSC in Deutschland hin. Eine Machbarkeitsstudie für das Bundesland Baden-Württemberg stellt fest, dass die DB von MSC höher sind als die von Kurzumtriebsplantagen mit Pappeln und Weiden (BILLEN et al., 2009). Allerdings liegt die tatsächliche MSC-Anbaufläche in Deutschland lediglich bei ca. 2 500 ha (STROHM et al., 2012). Es stellt sich daher die Frage, warum Landwirte in Deutschland MSC nicht stärker in ihr Anbauprogramm aufnehmen.

Eine Erklärung für die Umstellungszurückhaltung könnte darin bestehen, dass die Etablierungskosten im Anpflanzungsjahr hoch sind (LEWANDOWSKI,

1998). Da zudem in den ersten Jahren nach der Anpflanzung mit niedrigeren Erträgen zu rechnen ist, könnten Liquiditätseingpässe bedingen, dass Landwirte nicht auf MSC umstellen (MIGUEZ et al., 2008). Ein weiterer Grund könnte die lange Bindung der Böden an die Anbaukultur sein. Dieser Grund wird z.B. auch als eine Ursache für die Zurückhaltung der Landwirte angeführt, Kurzumtriebsplantagen anzupflanzen (MARRON et al., 2012). Darüber hinaus könnte die begrenzte Rationalität der Entscheidungsträger eine weitere Ursache für die Umstellungszurückhaltung darstellen.

Der Wechsel von klassischem Ackerbau zur Kultivierung von MSC hat den Charakter einer Investition, da im Vergleich zu jährlichen Kulturen zum einen durch die Umstellung hohe Anpflanzungskosten entstehen. Zum anderen hat MSC eine lange Nutzungsdauer, über die Rückflüsse durch den Verkauf der Hackschnitzel zu realisieren sind. Häufig wird zur Bewertung von Investitionen die traditionelle Investitionstheorie herangezogen. Danach sollte eine Investition durchgeführt werden, sofern sie mit einem positiven Kapitalwert verbunden ist. Eine Umstellung auf MSC kann nach klassischer Investitionstheorie sinnvoll sein (vgl. BULLARD, 2001; HEATON et al., 2004). Die Tatsache, dass MSC kaum verbreitet ist, deutet darauf hin, dass die Landwirte der klassischen Investitionstheorie bzw. dem Kapitalwert-Kriterium (KWK) nur bedingt folgen. Ein Grund dafür könnte sein, dass das KWK nicht berücksichtigt, dass die Investitionskosten meist irreversibel sind. Die Investitionskosten des MSC-Anbaus bestehen hauptsächlich aus den Pflanzkosten. Da diese durch eine Rückumstellung nicht zurückzuerlangen sind, sind sie versunken. Zudem wird nicht berücksichtigt, dass der Investitionszeitpunkt flexibel gewählt werden kann. Ein flexibler Investitionszeitpunkt bedeutet hier, dass der Landwirt die Umstellung nicht sofort durchführen muss, sondern diese in späteren Jahren realisieren und zunächst den Anbau klassischer Ackerfrüchte fortsetzen kann. Auch wird die Unsicherheit einer Investition nicht mit einbezogen (TRIGEORGIS, 1996: 1). Unsicherheit besteht bei der Umstellung auf MSC hinsichtlich der Höhe der jährlichen Rückflüsse, was bspw. auf die Schwankungen der Hackschnitzelpreise zurückzuführen ist. Die Vermutung liegt nahe, dass Landwirte diese Aspekte intuitiv in ihre Umstellungsentscheidung auf MSC mit einbeziehen und daher das KWK nicht geeignet ist, um die Entscheidungssituation des Landwirtes hinreichend abzubilden.

Der Realloptionsansatz (ROA), der auch als neue Investitionstheorie bezeichnet wird, berücksichtigt Irreversibilität, zeitliche Flexibilität und Unsicherheit. Eine Investition sollte im Vergleich zur traditionellen Investitionstheorie häufig erst bei höheren Investitions- bzw. Umstellungstriggern erfolgen (DIXIT und PINDYCK, 1994: 3-25). Die Ursache hierfür sind intertemporale Opportunitätskosten, welche zu einem „Wert des Wartens“ führen. So wendet zum Beispiel MUBHOFF (2012) den ROA an, um die mangelnde Umstellungsbereitschaft der Landwirte von Stilllegungsflächen auf Kurzumtriebsplantagen zu untersuchen. Quintessenz ist die Aussage, dass der ROA ein Erklärungspotential für die zu beobachtende Umstellungszurückhaltung besitzt, da die Umstellungstrigger des ROA höher sind als die des klassischen KWK.

Wie in MUBHOFF (2012) wird auch in vielen ROA-Anwendungen (vgl. DUKU-KAAKIYRE und NANANG, 2004; BEHAN et al., 2006) die Möglichkeit einer Desinvestition oder Rückumstellung nicht berücksichtigt. Auf MSC bezogen bedeutet dies, dass unterstellt wird, dass die Landwirte nicht schon innerhalb der Nutzungsdauer von MSC rekultivieren können, wenn bspw. der Anbau einer Alternativkultur vorteilhafter ist. Die tatsächliche Flexibilität des Landwirts, auf Veränderungen der ökonomischen Rahmenbedingungen zu reagieren und schon innerhalb der Nutzungsdauer zu rekultivieren, wird in normativen Modellrechnungen also bislang nicht hinreichend berücksichtigt. Folglich besteht die Gefahr, dass die berechneten Investitions- bzw. Umstellungstrigger überhöht sein können.

Vor diesem Hintergrund verfolgen wir folgende Ziele:

1. Wir berechnen die Trigger für die Umstellung von einer einjährigen Ackerkultur auf MSC gemäß der traditionellen Investitionstheorie und nach dem ROA.
2. Im Hinblick auf den ROA untersuchen wir die Auswirkung einer Rückumstellungsmöglichkeit innerhalb der Nutzungsdauer auf die Höhe der Umstellungstrigger. Zu diesem Zweck berechnen wir die Umstellungstrigger auf MSC einmal ohne Rückumstellungsmöglichkeit und einmal mit Rückumstellungsmöglichkeit. Im letztgenannten Fall berechnen wir zudem Rückumstellungstrigger, ab denen der Landwirt wieder von MSC auf die einjährige Ackerkultur wechseln sollte.
3. Wir quantifizieren den Einfluss von Risikoaversion auf die Umstellungstrigger durch die Verwendung von risikoangepassten Zinssätzen.

Im Vergleich zu z.B. DUKU-KAAKIYRE und NANANG (2004) und MUBHOFF (2012) berücksichtigen wir in unseren Berechnungen zwei Unsicherheitsvariablen, nämlich die unsicheren DB der einjährigen Ackerkultur und des MSC-Anbaus, deren Entwicklung mit Hilfe von stochastischen Prozessen beschrieben wird. Um die unternehmerische Flexibilität in unseren Modellen realistisch abbilden zu können, verwenden wir eine Kombination aus stochastischer Simulation und genetischem Algorithmus (GA). So sind wir in der Lage, die Umstellungs- und Rückumstellungstrigger simultan zu berechnen. Zur Berücksichtigung von Risikoaversion greifen wir auf risikoangepasste Zinssätze zurück. Folglich haben wir ein Realloptionsmodell entwickelt, mit dem unter Berücksichtigung zweier Unsicherheitsvariablen und der Risikoaversion der Entscheider Umstellungstrigger von der einjährigen Kultur auf MSC und Rückumstellungstrigger von MSC auf die einjährige Kultur bestimmt werden können. Die Berücksichtigung zweier Unsicherheitsvariablen unter Anwendung einer Kombination aus stochastischer Simulation und GA wird nach unserem Kenntnisstand in der land- und forstwissenschaftlichen Literatur bislang wenig genutzt und bisher noch nicht auf die Frage der Umstellung auf MSC angewendet.

In Abschnitt 2 wird die Entscheidungssituation erläutert und die methodische Vorgehensweise beschrieben. In Abschnitt 3 werden die Modellannahmen und das zugrunde liegende Datenmaterial erläutert. Abschnitt 4 zeigt die Ergebnisse unserer Untersuchung. In Abschnitt 5 ziehen wir ein Fazit und geben einen Ausblick.

## 2 Entscheidungssituation und methodische Vorgehensweise

### 2.1 Beschreibung der Entscheidungssituation

Für MSC bieten sich Anbaustandorte mit hohen Bodenpunktzahlen an, was auf humose Mineralböden mit guter Wasserversorgung zutrifft (CLIFTON-BROWN et al., 2004). Aus diesem Grund betrachten wir in unserer Untersuchung beispielhaft einen landwirtschaftlichen Betrieb mit guten Böden, der in Erwägung zieht, seine Ackerflächen auf MSC umzustellen. Da Winterweizen auf diesen Flächen den größten Anteil in der Fruchtfolge hat (KTBL, 2009), haben wir aus Vereinfachungsgründen angenommen, dass der Weizenanbau durch MSC verdrängt wird, obwohl

Winterweizen in der Regel nur in einer Fruchtfolge angebaut wird.

In unserer Entscheidungssituation kann der Landwirt jährlich bestimmen, ob er Weizen oder MSC anbauen möchte. Sollte er auf MSC umstellen, fallen Investitionskosten an. Diese bestehen hauptsächlich aus den Anpflanzungskosten der MSC-Rhizome (KTBL, 2012). Hat er auf MSC umgestellt, nehmen wir eine mehrjährige Nutzungsdauer an. Spätestens zum Ende der Nutzungsdauer müssen die Rhizome wieder aus dem Boden entfernt werden. Darüber hinaus kann der Landwirt innerhalb der Nutzungsdauer rekultivieren. Eine Rekultivierung sowohl innerhalb als auch nach jeder Nutzungsdauer verursacht Kosten. Nach der Rekultivierung hat der Landwirt die Möglichkeit, erneut MSC anzupflanzen.

Damit der Landwirt die Produktionsalternativen vergleichen kann, greift er auf die DB von Weizen und MSC zurück. Die DB errechnen sich aus den Erlösen abzüglich der variablen Kosten. Die Preise für Hackschnitzel und die mittleren Erträge des MSC-Anbaus werden herangezogen, um den DB von MSC zu kalkulieren. Die variablen Kosten setzen sich hauptsächlich aus Düngungs- und Erntekosten zusammen (KTBL, 2012). Für den Weizenanbau erfolgt die Kalkulation der DB ähnlich.

Nach ANDERSON (1974) sollte das Risiko und die Risikoeinstellung des Entscheiders bei der Bewertung von Investitionsalternativen berücksichtigt werden, da dies einen Einfluss auf die Implementierung neuer Produktionstechniken in der Landwirtschaft hat (vgl. auch ISIK und KHANNA, 2003; HUGONNIER und MORELLEC, 2005). Wir bestimmen im Folgenden die Umstellungstrigger zum einen für risikoneutrale und zum anderen für risikoaverse Landwirte. Zur Berücksichtigung der Risikoeinstellung werden risikoangepasste Zinssätze für die Diskontierung der Zahlungsströme verwendet. Da das DB-Risiko der Weizen- und MSC-Produktion unterschiedlich ist, sind die risikoangepassten Zinssätze verfahrenspezifisch.

## 2.2 Bewertung der Umstellung im Rahmen der traditionellen Investitionstheorie

Die traditionelle Investitionstheorie betrachtet „Jetzt-oder-Nie-Entscheidungen“. Zur Berechnung des KW wird der Barwert der Investitionskosten dem Barwert der zukünftigen Rückflüsse der Investition gegenübergestellt. Der Landwirt sollte bei einem positiven KW auf MSC umstellen (HULL, 2009: 737).

Stellt der Landwirt auf MSC um, fallen Investitionskosten  $IK$  zu Beginn der jeweiligen Nutzungsdauer an. Während der jeweiligen Nutzungsdauer erzielt der Landwirt den DB von MSC  $DB_t^{MSC}$ . Allerdings kann er dann den DB von Weizen  $DB_t^W$  nicht mehr erzielen. Am Ende der jeweiligen Nutzungsdauer des MSC-Anbaus fallen Rekultivierungskosten  $RK$  an, da sich die MSC-Erträge nach einer bestimmten Zahl an Jahren erheblich verschlechtern (vgl. z.B. HEGER, 2011: 5). Der Kapitalwert  $KW_t$  ist damit wie folgt zu berechnen<sup>1</sup>:

$$KW_t = V(DB_t^{MSC}) - V(IK) - V(RK) - V(DB_t^W) \quad (1)$$

$V(\cdot)$  ist der Barwert des jeweiligen in Klammern angezeigten Zahlungsstroms. Bei Annahme eines unendlich langen Betrachtungszeitraums, in dem der Landwirt mehrmals hintereinander MSC anbauen kann, ist  $V(DB_t^{MSC})$  gleich dem konstanten erwarteten DB von MSC, dividiert durch den risikoangepassten Zinssatz von MSC. Die Berechnung von  $V(DB_t^W)$  erfolgt gleichermaßen unter Verwendung des risikoangepassten Zinssatzes von Weizen.  $DB_t^{MSC*M}$ , den wir als Umstellungstrigger bezeichnen und bei dem der KW null ist, gibt an, ab welchem DB für MSC (bei gegebenem DB von Weizen) der Landwirt auf MSC umstellen sollte. Auf Grundlage von Gleichung (1) kann der Umstellungstrigger folgendermaßen berechnet werden:

$$DB_t^{MSC*M} = [V(IK) + V(RK) + V(DB_t^W)] \cdot i^{MSC} \quad (2)$$

$i^{MSC}$  entspricht dem risikoangepassten Zinssatz für MSC. Der kritische Wert des DB wird in der traditionellen Investitionstheorie als Marshallian-Trigger bezeichnet und oftmals mit dem Zusatz  $*M$  gekennzeichnet. Aus Gründen der besseren Anschaulichkeit wird die kritische Deckungsbeitragsdifferenz  $\Delta DB_t^{MSC*M}$  berechnet, indem der durchschnittliche DB des Weizens von dem Umstellungstrigger subtrahiert wird. Der DB von MSC sollte mindestens um diese Differenz höher sein, damit die  $IK$  und  $RK$  gedeckt sind:

$$\Delta DB_t^{MSC*M} = DB_t^{MSC*M} - DB_t^W \quad (3)$$

Die traditionelle Investitionstheorie berücksichtigt die Möglichkeit der unternehmerischen Flexibilität einer Desinvestition nicht, weswegen die Berechnung des Rückumstellungstriggers nicht möglich ist.

<sup>1</sup> Der Kapitalwert ist mit dem Index  $t$  versehen, da er für unterschiedliche Zeitpunkte berechnet werden kann.

### 2.3 Bewertung der Umstellung im Rahmen des Realloptionsansatzes

Nach der traditionellen Investitionstheorie bedeutet ein positiver KW, dass die Investition unverzüglich durchgeführt werden sollte. Der ROA berücksichtigt die unternehmerische Flexibilität in Bezug auf den Investitionszeitpunkt, die Irreversibilität der Investitionskosten und Unsicherheit hinsichtlich der Investitionsrückflüsse (DIXIT und PINDYCK, 1994: 3-25). Der ROA besagt, dass der KW, welcher auch als innerer Wert bezeichnet wird, nur ein Teil des Wertes einer Investition ist (TRIGEORGIS, 1996: 124). Des Weiteren hat eine Investitionsoption einen Fortführungswert, welcher dem diskontierten erwarteten Wert der Investition zum nächstmöglichen Investitionszeitpunkt entspricht. Bei sofortiger Durchführung der Investition kann der innere Wert realisiert werden und der Fortführungswert erlischt. Ein rationaler Entscheider würde nur sofort investieren, wenn der innere Wert größer als der Fortführungswert ist. Die Bellmann-Gleichung für dieses binäre Entscheidungsproblem ist folgendermaßen definiert (DIXIT und PINDYCK, 1994: 93-134):

$$F_t = \max(KW_t; E(KW_{t+1}) \cdot (1 + i)^{-1}) \quad (4)$$

$F_t$  ist der Wert der Umstellungsmöglichkeit (Optionswert) zum Zeitpunkt  $t$ ,  $i$  ist der Kalkulationszinsfuß,  $E(\cdot)$  ist der Erwartungswertoperator und  $\max(\cdot)$  ist ein Maximierungsoperator. Der klassische KW ist die untere Grenze für den Optionswert  $F$ . Es liegt eine Stoppreregion vor, in der der innere Wert den Fortführungswert übertrifft, und eine Fortführungsregion, in der der Fortführungswert größer ist als der innere Wert. Ein kritischer Ausübungswert trennt die beiden Regionen unter bestimmten Regularitätsbedingungen eindeutig voneinander (DIXIT und PINDYCK, 1994: 128). Dieser wird als Investitionstrigger oder als Umstellungstrigger bezeichnet. Wie im Fall des Umstellungstriggers nach traditioneller Investitionstheorie, berechnen wir auch gemäß ROA die kritische Deckungsbeitragsdifferenz  $\Delta DB_t^{MSC*}$ .

Die Lösung von Gleichung (4) ist nicht einfach, da analytische Lösungen nur für einfache Entscheidungsprobleme und Spezialfälle vorliegen (vgl. MCDONALD und SIEGEL, 1986). Eine analytische Lösung setzt bspw. voraus, dass die Entwicklung der stochastischen Variablen einem geometrischen Brownschen Prozess (GBP) folgt (vgl. MCDONALD und SIEGEL, 1986; GJOLBERG und GUTTORMSEN, 2002). Da die stochastische Variable bei Annahme eines GBP nicht negativ werden kann, ist dessen

Verwendung zur Beschreibung der Entwicklung von DB nicht plausibel. Wir verwenden daher einen numerisch approximativen Ansatz, um Gleichung (4) zu lösen. HULL (2009: 399-442) gibt einen Überblick über numerische Optionsbewertungsmethoden.

Ein numerisch approximativer Ansatz, der hier besonders vielversprechend erscheint, ist die Kombination der stochastischen Simulation mit einem GA. Mittels der stochastischen Simulation lässt sich der Optionswert von Investitionsmöglichkeiten bei gegebener Investitionsstrategie berechnen, also z.B. für vorgegebene kritische Deckungsbeitragsdifferenzen. Dies lässt sich auf jeden stochastischen Prozess für die Unsicherheitsvariablen anwenden (HULL, 2009: 399-422). Wir sind daher nicht auf die Annahme eines GBP angewiesen. Da aber die stochastische Simulation über keinen Optimierungsansatz verfügt, können die optimalen Investitionsstrategien allein damit nicht bestimmt werden. Aus diesem Grund kombinieren wir die stochastische Simulation mit einem GA. Der GA arbeitet entsprechend den Mechanismen der natürlichen Evolution (HOLLAND, 1975; GOLDBERG, 1989; MITCHELL, 1996). Es werden zufällig eine Reihe von Investitionsstrategien ausgewählt und unter Rückgriff auf die stochastische Simulation hinsichtlich ihres Optionswertes getestet. Mittels der verschiedenen Operatoren des GA werden diese Umstellungsstrategien von einer Generation zur nächsten modifiziert. Das Ziel besteht letztlich darin, die Umstellungsstrategie zu finden, die den maximalen Optionswert liefert. Der GA ermöglicht einen hohen Grad an Flexibilität, weshalb auch eine Rückumstellung berücksichtigt werden kann. So können die kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung sowie der Rückumstellung simultan ermittelt werden. Für die Rückumstellung innerhalb der Nutzungsdauer berechnen wir analog zu den Umstellungstriggern die kritische Deckungsbeitragsdifferenz der Rückumstellung  $\Delta DB_t^{W*}$ .<sup>2</sup>

$$\Delta DB_t^{W*} = DB_t^{W*} - DB_t^{MSC} \quad (5)$$

In unserem Modell kann der Landwirt entscheiden, ob er Weizen oder MSC anbaut. Der Landwirt wechselt zu MSC, wenn er zuvor Weizen angebaut hat und der DB von MSC im Jahr  $t$  gleich oder größer ist als der DB von Weizen zur selben Zeit plus der kritischen Deckungsbeitragsdifferenz der Umstellung ( $DB_t^{MSC} \geq DB_t^W + \Delta DB_t^{MSC*}$ ). Die Rückumstellung findet statt,

<sup>2</sup> Der Rückumstellungstrigger ist ein mittlerer kritischer Wert über die Nutzungsdauer von MSC.

wenn in der vorherigen Periode MSC angebaut wurde und der DB von Weizen im entsprechenden Jahr höher ist als der DB von MSC plus der kritischen Deckungsbeitragsdifferenz der Rückumstellung ( $DB_t^W \geq DB_t^{MSC} + \Delta DB_t^{W*}$ ).

Eine genauere Beschreibung der stochastischen Simulation und des GA zur Bestimmung der optimalen kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung und Rückumstellung erfolgt im Anhang (A1).

### 3 Modellannahmen

#### 3.1 Planannahmen und Datengrundlage

MSC wird in Deutschland bisher nur in geringem Umfang angebaut. Allerdings werden seit Anfang der neunziger Jahre Feldversuche durchgeführt, um die Anbaueigenschaften und Ertragsmerkmale von MSC zu bestimmen. Wir greifen auf diese Datengrundlage zurück.

Die Anpflanzungskosten von MSC belaufen sich auf 2 406 €/ha, wobei die Kosten für die Rhizome den größten Anteil haben (KTBL, 2012). Pro Hektar werden 10 000 Rhizome angepflanzt (FRITZ und FORMOWITZ, 2009).

In Bezug auf die Nutzungsdauer gibt es unterschiedliche Angaben (KALTSCHMITT et al., 2009). Da bisherige Versuchsergebnisse angedeutet haben, dass für einen Anbauzeitraum von 20 Jahren keine Ertragsdepressionen feststellbar sind, die Erträge jedoch danach absinken können (KTBL, 2012), nehmen wir in einem Basisszenario eine Nutzungsdauer von 21 Jahren an. In einer Variantenrechnung analysieren wir, wie sich die Umstellungstrigger verändern, wenn mit einer Nutzungsdauer von 25 Jahre gearbeitet wird. Im Jahr der Anpflanzung kann MSC aufgrund des mangelnden Aufwuchses noch nicht geerntet werden. Außerdem wird erst ab dem dritten Anbaujahr das „Normalertragsniveau“ erreicht (MIGUEZ et al., 2008). Wir arbeiten in unseren Berechnungen mit einem Durchschnittsertrag, der jährlich abgeerntet werden kann. Innerhalb der Nutzungsdauer nehmen wir ein mittleres Ertragsniveau von 18 Tonnen Trockenmasse je ha ( $t_{TM}/ha$ ) an (KTBL, 2012).<sup>3</sup>

Die variablen Kosten der MSC-Produktion liegen bei 453 €/ha. Sie setzen sich aus den jährlichen Kosten für Düngung, Pflanzenschutz und Ernte der Pflan-

zen zusammen. Nach 21 bzw. 25 Jahren wird MSC rekultiviert, da sich bei längerer Nutzungsdauer die Erträge erheblich verschlechtern würden (HEGER, 2011: 5). Am Ende der Nutzungsdauer müssen die MSC-Rhizome - unabhängig von der Art der weiteren Nutzung der Fläche - aus dem Boden entfernt werden. Die damit verbundenen Rekultivierungskosten betragen 167 €/ha (KTBL, 2012).

Der MSC-Erlös errechnet sich aus dem Preis für Hackschnitzel multipliziert mit dem Ertrag. Es sind keine Preisnotierungen für MSC-Hackschnitzel verfügbar, da die Anbaufläche bislang gering ist und ein Großteil der Erträge von den Landwirten selbst genutzt wird. Als Annäherung verwenden wir die Preise für Holzhackschnitzel und beziehen diese auf den Heizwert von MSC. Ein Markt für Holzhackschnitzel existiert erst seit wenigen Jahren, weshalb die Hackschnitzelpreiszeitreihe nicht lang genug ist, um die Unsicherheit zuverlässig zu quantifizieren. In Anlehnung an MUBHOFF (2012) leiten wir daher die historischen Holzhackschnitzelpreise aus den trendbereinigten Heizölpreisen ab. Der inflationsbereinigte Preis pro Liter Heizöl von 1970 bis 2011 wird durch den Heizwert von Heizöl geteilt und mit dem Heizwert von MSC-Hackschnitzeln multipliziert (HAWLICZEK, 2001; IWO, 2012). Es zeigt sich, dass die aus den Heizölpreisen berechneten Hackschnitzelpreise im Mittel 2,47-mal höher sind als die tatsächlich zwischen 2003 und 2011 beobachteten Preise für Holzhackschnitzel (C.A.R.M.E.N E.V., 2013). Daher werden die abgeleiteten MSC-Hackschnitzelpreise um diesen Faktor bereinigt. Die aus dem Heizölpreis abgeleiteten Hackschnitzelpreise eignen sich als Proxy-Größe, da diese von 2003 bis 2011 mit den tatsächlichen Hackschnitzelpreisen dieser Periode eine Korrelation von 0,92 aufweisen.

Für die Berechnung des DB von Weizen werden die trendbereinigten Erträge für Winterweizen in Deutschland verwendet (FAO, 2013a) und mit den Weizenpreisen aus Kanada multipliziert (FAO, 2013b). Es wird auf kanadische Weizenpreise zurückgegriffen, da die Preise in der EU und insbesondere auch in Deutschland in dieser Zeit durch politisch bedingte Marktsteuerungsmaßnahmen verzerrt wurden (VON LEDEBUR und SCHMITZ, 2012) und die Preiszeitreihen mit Strukturbrüchen behaftet sind.<sup>4</sup> Zwar ist die Volatilität der kanadischen Weizenpreise in der Vergangenheit höher als die der deutschen,

<sup>3</sup> Der Durchschnittsertrag wurde finanzmathematisch unter Annahme der Nutzungsdauer von 21 Jahren ermittelt.

<sup>4</sup> Das Ignorieren von Strukturbrüchen kann zu suboptimalen Investitionsentscheidungen führen (KHAJURIA et al., 2009).

allerdings befindet sie sich seit der Abschaffung der Marktinterventionen auf einem vergleichbaren Niveau (vgl. ARTAVIA et al., 2010). Die variablen Kosten der Winterweizenproduktion werden den Richtwertdeckungsbeiträgen der Landwirtschaftskammer Niedersachsen für das Jahr 2011 entnommen (LWK, 2011).

In Abbildung 1 sind die Zeitreihen der DB von MSC und Weizen von 1970 bis 2011 dargestellt. Eine genaue Berechnung der DB erfolgt in Tabelle A2 und A3 im Anhang.

Wir führen eine Zeitreihenanalyse durch, um den „besten“ stochastischen Prozess für die DB von MSC und Weizen zu identifizieren. Die Nutzung von stochastischen Prozessen erlaubt es, die zukünftige Wertentwicklung der stochastischen Variablen zu modellieren. Stochastische Prozesse werden eingeteilt in stationäre und nicht-stationäre Prozesse. Die Stationarität wird mit einem Augmented-Dickey-Fuller (ADF)-Test (DICKEY und FULLER, 1981; ENDERS, 2003: 76-80) und einem KPSS-Test (KWIATKOWSKI et al., 1992) geprüft. Die Nullhypothese „Nicht-Stationarität“ kann unter Verwendung des ADF-Tests bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit für beide Zeitreihen nicht verworfen werden. Die Nullhypothese „Stationarität“ wird unter Anwendung des KPSS-Tests auf einem 99 % Signifikanzniveau verworfen. Daher werden die DB-Zeitreihen von Weizen und MSC mit dem nicht-stationären arithmetischen Brownschen Prozess (ABP) modelliert. Der ABP erscheint besonders für

die Modellierung von DB-Zeitreihen plausibel, da er – im Unterschied zum (nicht-stationären) GBP – einen Vorzeichenwechsel der stochastischen Variable zulässt. Der ABP ist ein Markov Prozess, d.h. dass die Wahrscheinlichkeitsverteilung für die zukünftigen Werte des DB ausschließlich vom letzten Beobachtungswert abhängig ist (DIXIT und PINDYCK, 1994: 65ff.).

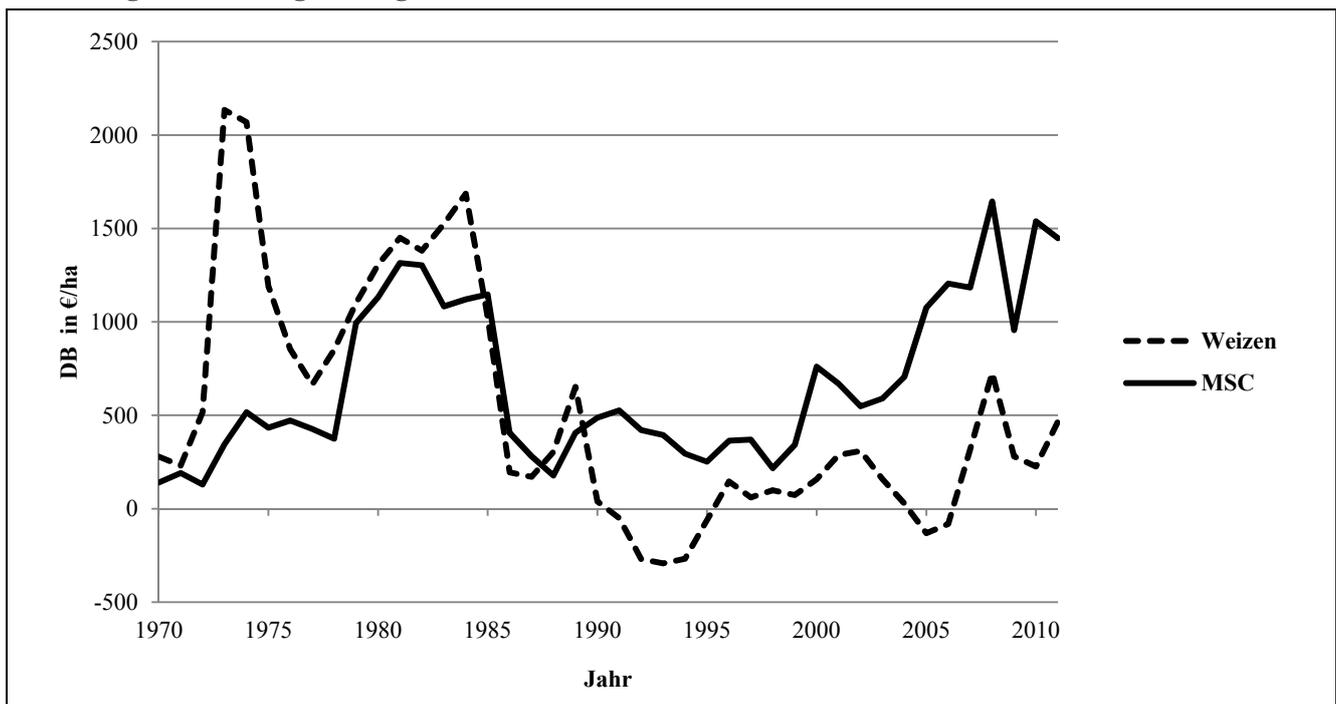
Wir verwenden für die stochastische Simulation die zeitdiskrete und zustandsstetige Version des ABP:

$$DB_t^m = DB_{t-1}^m + \alpha^m + \sigma^m \cdot \varepsilon_t, \quad (6)$$

mit  $m = MSC, Weizen$

$DB_t^m$  ist der DB der Produktionsaktivität  $m$  zum Zeitpunkt  $t$ . Der Parameter  $\alpha^m$  ist die Drift.  $\sigma^m$  ist die Standardabweichung der absoluten Wertänderung der jeweiligen Produktionsaktivität. Die Standardabweichung wird mit der standardnormalverteilten Gaußschen Zufallszahl  $\varepsilon_t$  multipliziert. Ein zweiseitiger t-Test ergibt, dass die Drift der Zeitreihen von MSC und Weizen auf einem 95 % Signifikanzniveau nicht verschieden von null ist (MSC: p-Wert = 0,43; Weizen: p-Wert = 0,94). Daraus können wir schließen, dass der Erwartungswert jeweils dem zuletzt beobachteten Wert entspricht. Die Standardabweichung des ABP für MSC liegt bei 235 €/ha. Für Weizen beträgt sie 397 €/ha. Die Korrelation der DB von MSC und Weizen beträgt 0,29.

Abbildung 1. Deckungsbeitragszeitreihen für Weizen und Miscanthus



Quelle: eigenen Berechnungen

### 3.2 Berechnung der risikoangepassten Zinssätze

Es gilt, den Kalkulationszinsfuß  $i$  zur Diskontierung der Ein- und Auszahlungen zu bestimmen. Für den risikoneutralen Landwirt kann für beide (unterschiedlich riskanten) Produktionsalternativen der risikolose Zinssatz verwendet werden. Zur Berechnung wird der Mittelwert der nominalen Renditen von Bundeswertpapieren mit einer Restlaufzeit von 15 bis 30 Jahren von 1980 bis 2011 bestimmt, welcher bei 5,7 % pro Jahr liegt (DEUTSCHE BUNDESBANK, 2013). Die durchschnittliche Inflationsrate über diesen Zeitraum liegt bei 1,94 % (IHK, 2013). Wir verwenden die reale Verzinsung, die bei 3,69 % pro Jahr liegt, als risikolosen Zinssatz.

Die Risikoeinstellung kann Investitionsentscheidungen beeinflussen (vgl. ISIK und KHANNA, 2003; HUGONNIER und MORELLEC, 2005). Um die Risikoeinstellung zu berücksichtigen, liegt es nahe, risikoangepasste Zinssätze zu verwenden (LAUX et al., 2012: 462-464). Da das DB-Risiko in der Weizen- und MSC-Produktion verschieden ist, sind die jeweiligen risikoangepassten Zinssätze der Produktionsaktivitäten unterschiedlich. Der risikoangepasste Zinssatz  $i^m$  der Produktionsaktivität  $m$  ist folgendermaßen definiert:

$$i^m = r + \rho^m, \text{ mit } m = \text{MSC, Weizen} \quad (7)$$

$r$  entspricht dem risikolosen Zinssatz.  $\rho^m$  entspricht dem Risikozuschlag auf den risikolosen Zinssatz. Wir bestimmen den Risikozuschlag nach MUBHOFF et al. (2013) entsprechend folgender Gleichung (siehe auch Anhang A2):

$$\rho^m = (1 + r) \cdot \left[ \left( \frac{E(DB_N^m)}{E(DB_N^m) - RP_N^m} \right)^{\frac{1}{N}} - 1 \right], \quad (8)$$

mit  $m = \text{MSC, Weizen}$

$E(DB_N^m)$  ist der Erwartungswert des DB und  $RP_N^m$  entspricht der Risikoprämie der Produktionsaktivität  $m$ .  $N$  ist die Länge des Diskontierungszeitraums.

Häufig wird der Risikozuschlag parametrisiert, da die empirische Bestimmung der Risikoeinstellung von Entscheidern schwierig ist (GEBREMEDHIN und GEBRELUL, 1992; BERG, 2003; HUDSON et al., 2005). Wir schätzen die Risikoprämien unter Annahme einer Potenzrisikonutzenfunktion und verschiedenen Risikoaversionskoeffizienten  $\theta$ . Die Risikoaversionskoeffizienten werden parametrisiert ( $\theta = 0, 0,2, 0,4, 0,6$  und  $0,8$ ). Dabei steht  $\theta = 0$  für einen risikoneutralen

**Tabelle 1. Risikoangepasste Zinssätze bei unterschiedlichen Risikoeinstellungen<sup>a)</sup>**

	Risiko-neutral $\theta = 0,0$	Risikoavers			
		$\theta = 0,2$	$\theta = 0,4$	$\theta = 0,6$	$\theta = 0,8$
<b>MSC</b>	3,69 %	4,84 %	6,05 %	7,30 %	8,60 %
<b>Weizen</b>	3,69 %	7,49 %	11,98 %	17,20 %	23,09 %

<sup>a)</sup>  $N = 1, E(DB_N^m) = 519 \text{ €/ha}$

Quelle: eigenen Berechnungen

und  $\theta = 0,8$  für einen stark risikoaversen Landwirt (HOLT und LAURY, 2002). Zudem haben die Standardabweichungen sowie die Erwartungswerte der DB von Weizen und MSC Einfluss auf die Risikoprämie und damit den Risikozuschlag auf den risikolosen Zinssatz. Je höher die Standardabweichung in Bezug auf den erwarteten DB ist, desto höher ist auch die Risikoprämie. Aus Vereinfachungsgründen verwenden wir  $N = 1$ .<sup>5</sup> Hinsichtlich des erwarteten DB für Weizen und MSC wählen wir einen DB in Höhe von 519 €/ha, der dem Mittelwert der DB-Zeitreihe von Weizen entspricht. Die sich ergebenden risikoangepassten Zinssätze sind in Tabelle 1 dargestellt. Da Weizen aufgrund der höheren Standardabweichung die riskantere Produktionsalternative ist, sind die risikoangepassten Zinssätze von Weizen höher als die von MSC.

Alle Modellannahmen sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Der verwendete Betrachtungszeitraum beträgt in unseren Berechnungen 500 Jahre. Zum einen wählen wir einen über 21 oder 25 Jahre hinausgehenden Betrachtungszeitraum. Die unternehmerische Flexibilität, die wir bewerten, bezieht sich darauf, dass man unverzüglich im Jahr 0 auf MSC umstellen könnte, aber es sich nicht um eine „Jetzt-oder-Nie-Entscheidung“ handelt. Man kann bei einer 21-jährigen Nutzungsdauer also auch im Jahr 1 auf MSC umstellen und MSC dann bis zum Jahr 22 produzieren, im Jahr 2 umstellen und MSC dann bis zum Jahr 23 produzieren etc. Hinzu kommt, dass man auch wiederholt MSC anlegen kann, also z.B. vom Jahr 0 bis zum Jahr 21, dann z.B. bis zum Jahr 40 Weizen produziert und vom Jahr 40 bis zum Jahr 61 wieder MSC anbaut. Zum anderen haben wir keinen unendlichen Betrachtungszeitraum gewählt, da bei numerischen Optionsbewertungsverfahren eine unendliche Laufzeit immer durch eine endliche Laufzeit approximiert werden muss (vgl. MUBHOFF, 2012). Der daraus resultierende Approximationsfehler kann vernachlässigt werden,

<sup>5</sup> Im Fall einer Veränderung von  $N$  bleibt die qualitative Aussage der Ergebnisse unverändert.

**Tabelle 2. Übersicht der Modellannahmen**

Investitionskosten MSC $IC$ :	2 406 €/ha
Nutzungsdauer MSC:	21 Jahre/25 Jahre
Mittleres jährliches Ertragsniveau MSC:	18 $t_{TM}$ /ha
Variable Kosten MSC:	453 €/ha
Rekultivierungskosten MSC $RC$ :	167 €/ha
Durchschnittliches Ertragsniveau Weizen:	8 t/ha
Variable Kosten Weizen:	106 €/t
Möglicher Zeitraum der Investition/ Desinvestition:	500 Jahre zur Approximation an einen unendlichen Umstellungszeit- raum (mit jährlicher Umstellungs- und Rekultivierungsmöglichkeit)
Stochastischer Prozess der DB für MSC und Weizen:	Arithmetisch Brownscher Prozess (ABP)
Prozessparameter:	
Drift MSC $\alpha^{MSC}$ und Weizen $\alpha^W$ :	0 €/Jahr
Standardabweichung MSC $\sigma^{MSC}$ :	235 €/Jahr
Standardabweichung Weizen $\sigma^W$ :	397 €/Jahr
Korrelation der DB von MSC und Weizen:	0,29

Quelle: eigenen Berechnungen

da z.B. der Barwert einer Einzahlung in Höhe von 100 000 € in 500 Jahren bei einem Zinssatz von 3,69 % weniger als 1 Cent beträgt. Die stochastische Simulation wird mit 50 000 Simulationsläufen durchgeführt. Dies scheint ausreichend, da z.B. HAUG (1998: 140) 10 000 Simulationsläufe vorschlägt.

## 4 Ergebnis

In Tabelle 3 und Abbildung 2 sind die kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen angezeigt, ab denen ein rational handelnder Landwirt seine Produktion bei einer Nutzungsdauer von 21 Jahren zum einen gemäß traditioneller Investitionstheorie und zum anderen gemäß ROA umstellen sollte.<sup>6</sup>

Die kritische Deckungsbeitragsdifferenz der Umstellung von Weizen auf MSC gemäß KWK beträgt für einen risikoneutralen Landwirt 172 €/ha. Bei einem durchschnittlich erwarteten  $DB_t^W = 519$  €/ha sollte der risikoneutrale Landwirt nach KWK seine Produktion von Weizen auf MSC umstellen, wenn der DB des MSC-Anbaus gleich oder höher als 691 €/ha ist. In diesem Fall sind die Investitions- und Rekultivierungskosten sowie die Opportunitätskosten aus der verdrängten Weizenproduktion gedeckt.

<sup>6</sup> Wir haben die Berechnungen unseres Modells nicht nur auf der Basis kanadischer Weizenpreise durchgeführt. Zur Überprüfung unserer Ergebnisse haben wir auch die amerikanischen Weizenpreise zugrunde gelegt. Die Ergebnisse stimmen qualitativ überein.

Berücksichtigt man die Irreversibilität und zeitliche Flexibilität der Investition sowie die Unsicherheit hinsichtlich der Rückflüsse und wendet den ROA an, sollte der risikoneutrale Landwirt noch nicht umstellen, wenn lediglich die Investitions- und Rekultivierungskosten sowie die Opportunitätskosten aus der verdrängten Weizenproduktion gedeckt sind. Er sollte vielmehr erst umstellen, wenn die kritische Deckungsbeitragsdifferenz der Umstellung 830 €/ha beträgt bzw. bei einem durchschnittlich erwarteten  $DB_t^W = 519$  €/ha der DB des MSC-Anbaus gleich oder höher als 1 349 €/ha ist. Für einen risikoneutralen Landwirt sind die berechneten kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung gemäß KW und ROA unabhängig von den jeweiligen

Erwartungswerten der DB von Weizen und MSC. Der Grund hierfür liegt in der Anwendung des risikolosen Zinssatzes zur Diskontierung der Rückflüsse aus beiden Produktionsalternativen. Eine Veränderung des risikolosen Zinssatzes würde sich auf die qualitative Aussage der Ergebnisse eines risikoneutralen Landwirts nicht auswirken.

Die deutlich höheren Investitions- bzw. Umstellungstrigger des ROA, bedingt durch die Berücksichtigung der Opportunitätskosten über die Zeit, lassen viele ROA-Studien in unterschiedlichen Kontexten zu der Schlussfolgerung kommen, dass der ROA ein Erklärungspotenzial für die beobachtete Investitions- bzw. Umstellungszurückhaltung der Landwirte hat. Dabei bleibt allerdings die Desinvestitions- bzw. Rückumstellungsmöglichkeit vielfach unberücksichtigt. Um die damit möglicherweise verbundene Fehlschätzung der Trigger zu bestimmen, wird nachfolgend die Rückumstellungsmöglichkeit innerhalb der Nutzungsdauer von MSC auf Weizen berücksichtigt. Es zeigt sich, dass für einen risikoneutralen Landwirt die kritische Deckungsbeitragsdifferenz der Umstellung von Weizen auf MSC gemäß ROA 360 €/ha beträgt. Folglich führt die Berücksichtigung der Rückumstellungsmöglichkeit innerhalb der Nutzungsdauer, die dem Landwirt die zusätzliche Flexibilität verschafft, die Produktionsform wechseln zu können, zu wesentlich niedrigeren ROA-Umstellungstriggern. Damit ist die Berücksichtigung der Rückumstellungsmöglichkeit bei der Berechnung aussagekräftiger Trigger gemäß ROA zumindest im Fall des risiko-

**Tabelle 3. Kritische Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung und Rückumstellung für verschiedene Risikoeinstellungen bei einer Nutzungsdauer von 21 Jahren (€/ha)**

Theorie	Rückstellungsmöglichkeit		Risiko-neutral $\theta = 0,0$	Risikoavers			
				$\theta = 0,2$	$\theta = 0,4$	$\theta = 0,6$	$\theta = 0,8$
KW	Nicht berücksichtigt	Umstellung $\Delta DB_t^{MSC*M}$	172	6	-27	-25	-25
		Umstellung $\Delta DB^{MSC*}$	830	595	425	291	189
ROA	Berücksichtigt	Umstellung $\Delta DB^{MSC*}$	360	305	260	213	155
		Rückumstellung $\Delta DB^{W*}$	141	480	820	1 276	1 823

Quelle: eigenen Berechnungen

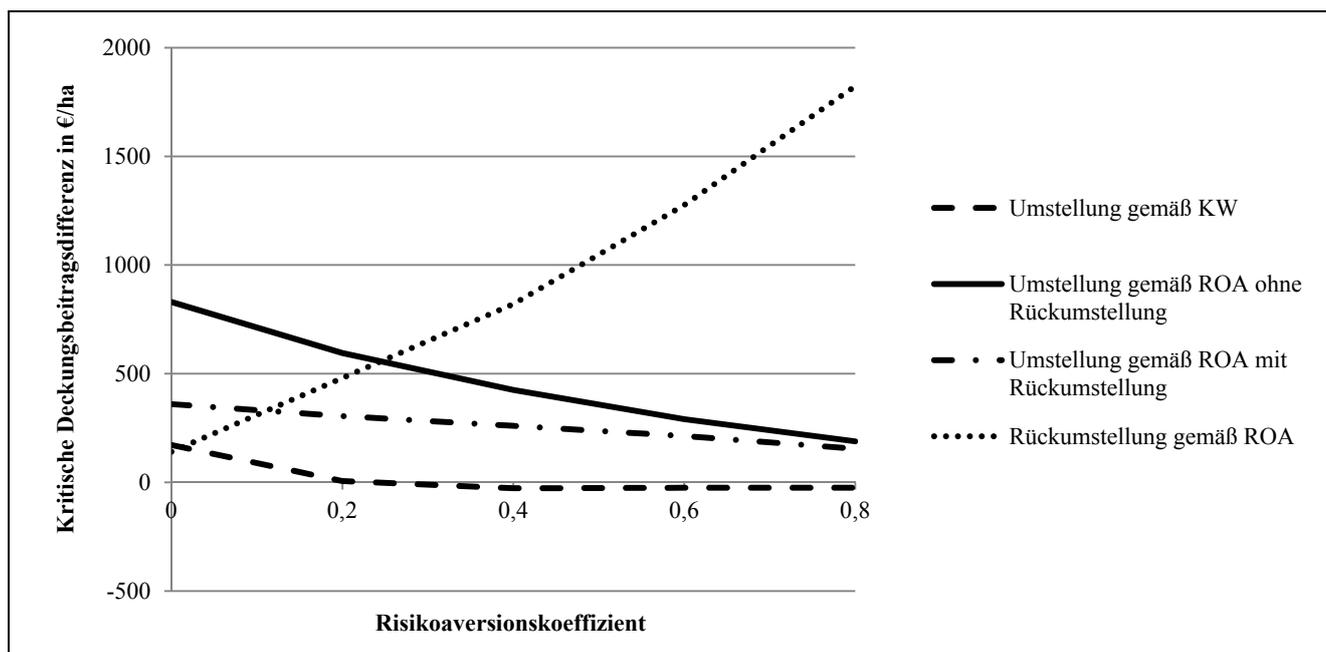
neutralen Landwirts entscheidend. Dennoch ist der Umstellungstrigger des ROA deutlich höher als der Umstellungstrigger gemäß traditioneller Investitionstheorie. Im Fall der Umstellungsmöglichkeit von Weizen auf MSC kann der ROA also auch mit Berücksichtigung der Rückstellungsmöglichkeit immer noch ein möglicher Erklärungsansatz für die Zurückhaltung der Landwirte darstellen.

Dem ROA folgend liegt die kritische Deckungsbeitragsdifferenz der Rückumstellung von MSC auf Weizen für den risikoneutralen Landwirt bei 141 €/ha. Daher sollte ein rational handelnder risikoneutraler Landwirt bei einem durchschnittlich erwarteten  $DB_t^W =$

519 €/ha wieder auf die Weizenproduktion umstellen, wenn der DB von MSC unter 378 €/ha fällt. Wie im Fall der kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung sind die kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Rückumstellung eines risikoneutralen Landwirts gemäß ROA unabhängig von der jeweiligen Höhe des DB von Weizen und MSC. Somit würde eine Veränderung des risikolosen Zinssatzes auch hier zu qualitativ gleichen Ergebnissen führen.

Wenn Risikoaversion berücksichtigt wird, sinken die kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung von Weizen auf MSC für risikoaverse Landwirte im Vergleich zu denen der risikoneutralen Land-

**Abbildung 2. Verlauf der kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen in Abhängigkeit vom Risikoaversionskoeffizienten**



Quelle: eigenen Berechnungen

wirte. So sinken die Deckungsbeitragsdifferenzen des Marshallian-Trigger bis zum Risikoaversionskoeffizienten von  $\theta = 0,8$  auf -25 €/ha. Die Erklärung für den degressiven Verlauf der Umstellungstrigger liegt in der Verwendung risikoangepasster Zinssätze. Mit zunehmender Risikoaversion steigen die risikoangepassten Zinssätze an (Gleichung (8)). Weizen ist die riskantere Produktionsalternative (Tabelle 2), weshalb auch die risikoangepassten Zinssätze zur Diskontierung der Weizenpreiszeitreihe höher sind als die für MSC (Tabelle 1). Dies führt dazu, dass der MSC-Anbau mit zunehmender Risikoaversion c.p. an relativer Vorzüglichkeit gewinnt.

Die kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung gemäß ROA von Weizen auf MSC zeigen ebenfalls einen degressiven Verlauf. Die Umstellungstrigger nehmen mit zunehmenden Risikoaversionskoeffizienten ab. Bei Anwendung des ROA sollte ein risikoaverser Landwirt deutlich eher auf MSC umstellen als ein risikoneutraler Landwirt, da die DB von MSC stabiler sind. Dies gilt sowohl für die Betrachtung der Umstellungstrigger mit Rückumstellungsmöglichkeit als auch für die Umstellungstrigger ohne diese Möglichkeit. Die Nicht-Berücksichtigung der Rückumstellungsmöglichkeit hat allerdings mit zunehmendem Risikoaversionskoeffizienten nicht mehr so gravierende Auswirkungen, da sich die kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung nach ROA mit und ohne Berücksichtigung der Rückumstellungsmöglichkeit annähern.

Die kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Rückumstellung von MSC auf Weizen steigen mit zunehmenden Risikoaversionskoeffizienten deutlich an. Dies zeigt, dass risikoaverse Landwirte c.p. MSC präferieren sollten und eine Rückumstellung unwahrscheinlicher sein sollte als bei risikoneutralen Land-

wirten. Ursache für den Anstieg der kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen sind die risikoangepassten Zinssätze. Der risikoangepasste Zinssatz für Weizen ist höher als für MSC, da die Standardabweichung der DB von Weizen höher ist. Im Fall von Risikoaversion würde ein anderer risikoloser Zinssatz die Risikoprämie des risikoangepassten Zinssatzes nicht verändern. Allerdings würden sich die Trigger aufgrund eines anderen Zinssatzes verändern. Obwohl es in Bezug auf die Trigger zu anderen Werten käme, würden sich die Ergebnisse qualitativ nicht verändern.

Nachfolgend wird die Auswirkung einer längeren Nutzungsdauer von MSC auf die Trigger bestimmt. Tabelle 4 veranschaulicht die Umstellungstrigger bei einer Nutzungsdauer von 25 Jahren. Es ist zu erkennen, dass sich die kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung sowohl der klassischen Investitionstheorie als auch nach ROA mit und ohne Berücksichtigung der Rückumstellungsmöglichkeit geringfügig verändern. Nach klassischer Investitionstheorie ist die kritische Deckungsbeitragsdifferenz der Umstellung des risikoneutralen Landwirts lediglich um 2 €/ha geringer, wenn sich die Nutzungsdauer auf 25 Jahre verlängert. Im Fall des risikoaversen Landwirts mit  $\theta = 0,8$  ist die Deckungsbeitragsdifferenz der Umstellung bei einer 25-jährigen Nutzungsdauer um 15 €/ha geringer als die der 21-jährigen Nutzungsdauer. Folglich ist die relative Vorzüglichkeit einer längeren Nutzungsdauer bei einem risikoaversen Entscheider größer als bei einem risikoneutralen, was durch den bei MSC geringeren risikoangepassten Zinssatz begründet ist. Bezugnehmend auf den ROA ohne Berücksichtigung von Rückumstellungsmöglichkeiten ist der Umstellungstrigger bei einer 25-jährigen Nutzungsdauer um 46 €/ha höher als bei kürzerer Nutzungsdauer. Da der Landwirt bei einer länge-

**Tabelle 4. Kritische Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung und Rückumstellung für verschiedene Risikoeinstellungen bei einer Nutzungsdauer von 25 Jahren (€/ha)**

Rückumstellungsmöglichkeit			Risiko-neutral $\theta = 0,0$	Risikoavers			
				$\theta = 0,2$	$\theta = 0,4$	$\theta = 0,6$	$\theta = 0,8$
KW	Nicht berücksichtigt	Umstellung $\Delta DB_t^{MSC*W}$	170	1	-32	-40	-40
		Umstellung $\Delta DB^{MSC*}$	876	627	434	290	184
ROA	Berücksichtigt	Umstellung $\Delta DB^{MSC*}$	357	302	256	210	151
		Rückumstellung $\Delta DB^{W*}$	146	506	868	1 387	1 986

Quelle: eigenen Berechnungen

ren Nutzungsdauer länger an MSC gebunden ist und deshalb seine unternehmerische Flexibilität abnimmt, ist der Umstellungstrigger der längeren Nutzungsdauer höher. Allerdings ändert sich dies bei zunehmender Risikoaversion. So sind die Umstellungstrigger bei einem  $\theta = 0,6$  ungefähr gleich und bei einem  $\theta = 0,8$  ist der Umstellungstrigger der längeren Nutzungsdauer geringer als der der kürzeren. Wird die Desinvestitionsmöglichkeit allerdings berücksichtigt, sind die Umstellungstrigger unabhängig von der Risikoeinstellung ungefähr 3 €/ha geringer. Die Rückumstellungstrigger des ROA steigen mit zunehmender Nutzungsdauer an. Auch wird der Abstand zwischen den Rückumstellungstriggern größer, je risikoaverser der Landwirt ist. Wir können daher schlussfolgern, dass der Fehler einer Nicht-Berücksichtigung der Rückumstellungsmöglichkeit im Fall des ROA mit zunehmender Nutzungs- bzw. Bindungsdauer zunimmt.

## 5 Fazit und Ausblick

Vorliegende Untersuchungen zeigen, dass die Nutzung landwirtschaftlicher Flächen für den Anbau von MSC im Vergleich zu klassischen Ackerkulturen ökonomisch interessant sein kann. Daher ist es verwunderlich, dass deutsche Landwirte kaum auf MSC umstellen und die tatsächliche Anbaufläche von MSC in Deutschland nach wie vor relativ gering ist. Die traditionelle Investitionstheorie, welche häufig herangezogen wird, um Investitionsentscheidungen zu unterstützen, vernachlässigt die zeitliche Flexibilität, Irreversibilität und Unsicherheit von Investitionen. Der ROA, der auch als neue Investitionstheorie bezeichnet wird, berücksichtigt diese Aspekte. In anderen ROA-Anwendungen, wie der Bewertung der Umstellung von Stilllegungsflächen auf Kurzumtriebsplantagen, wurde festgestellt, dass die Umstellungstrigger des ROA höher sind als die der traditionellen Investitionstheorie. Häufig wird daraus geschlussfolgert, dass der ROA ein Erklärungspotenzial für die Zurückhaltung der Landwirte bei der Umstellung auf Kurzumtriebsplantagen besitzt. Allerdings vernachlässigen viele ROA-Studien auch in anderen Kontexten die Möglichkeit einer Desinvestition bzw. Rückumstellung. Dies könnte zu einer Überschätzung der Investitions- bzw. Umstellungstrigger führen. Die zentrale Forschungsfrage dieses Beitrags ist daher, ob der ROA mit Berücksichtigung der Desinvestitions- bzw. Rückumstellungsmöglichkeit die Umstellungszurückhaltung der Landwirte auf MSC erklären kann.

Unsere Berechnungen zeigen, dass die Umstellungstrigger des ROA höher sind als die der traditionellen Investitionstheorie. Allerdings sinkt der Umstellungstrigger, dem ROA folgend, bei Berücksichtigung der Rückumstellungsmöglichkeit insbesondere bei Annahme eines risikoneutralen Entscheiders. Mit steigendem Grad an Risikoaversion sinken die Umstellungstrigger der traditionellen Investitionstheorie und des ROA. Dies ist dadurch zu erklären, dass Weizen die riskantere Produktionsalternative ist und risikoaverse Landwirte daher c.p. eher auf MSC umstellen sollten. Dies begründet auch den mit steigender Risikoaversion abnehmenden Fehler, der durch die Vernachlässigung der Rückumstellungsmöglichkeit entsteht. Dennoch sind sowohl die Umstellungstrigger des ROA mit als auch ohne Berücksichtigung der Rückumstellungsmöglichkeit höher als die Umstellungstrigger der traditionellen Investitionstheorie. Daraus schlussfolgern wir, dass der ROA die Zurückhaltung der Landwirte, auf MSC umzustellen, zumindest teilweise erklären kann. Eine Verlängerung der Nutzungsdauer führt zu leicht sinkenden Umstellungstriggern und einem höheren Desinvestitionstrigger, wenn die Rückumstellungsmöglichkeit berücksichtigt wird. Es zeigt sich, dass der Fehler einer Nicht-Berücksichtigung der Rückumstellungsmöglichkeit im Fall von MSC und Weizen zunimmt, je länger die Nutzungsdauer ist.

Aus agrar- und forstpolitischer Sicht sind unsere Ergebnisse insofern relevant, als dass sie den politischen Entscheidungsträgern zeigen, dass der ROA im Vergleich zur traditionellen Investitionstheorie den Landwirten empfiehlt, zurückhaltender zu investieren bzw. umzustellen. Neben den allgemein bekannten Determinanten einer Investitionsentscheidung, wie der Höhe der Investitionskosten und der Investitionsrückflüsse, sind weitere Aspekte, wie z.B. die Auswirkungen der Flexibilität einer zeitlichen Verschiebung des Investitionsvorhabens, bei der Bewertung zu berücksichtigen. Wenn der politische Wille besteht, die Anbaufläche von MSC auszuweiten, kann eine Möglichkeit die Erhöhung der Rentabilität des Anbaus sein. Zu diesem Zweck könnten z.B. Anbausubventionen gewährt werden. Die Wirkung dieser Maßnahme könnte durch deren zeitliche Befristung verstärkt werden. Dabei würden die Opportunitätskosten über die Zeit gesenkt und die Umstellungsentscheidung würde sich einer „Jetzt-oder-Nie-Entscheidung“ annähern. Eine weitere Möglichkeit bestände darin, Instrumente zur Risikoreduzierung, wie z.B. Anbauverträge mit Mindestpreisen, einzurichten, um risikoaversen Land-

wirten einen Anreiz zu geben, auf den MSC-Anbau umzustellen. In diesem Fall würde die Standardabweichung des DB von MSC weiter abnehmen und der Effekt der Bevorzugung des MSC-Anbaus durch den risikoangepassten Zinssatz erhöhen. Folglich würden die Umstellungstrigger der risikoaversen Landwirte weiter sinken.

Auch wenn der ROA helfen kann, die in der Realität oftmals zu beobachtende Umstellungszurückhaltung der Landwirte zu erklären, können wir in dieser Untersuchung nicht feststellen, wie hoch der tatsächliche Anteil des Erklärungsgehalts des ROA ist. Um diesen zu bestimmen, könnten Experimente mit dem Ziel, andere Ursachen der Umstellungszurückhaltung zu erfassen, helfen. Andere Ursachen könnten z.B. das traditionalistische Verhalten der Landwirte sein, nachwachsende Rohstoffe wie MSC mit einer langen Produktionsdauer nicht anzubauen. Darüber hinaus könnten hohe Informationsbeschaffungskosten, die aus der mangelnden Erfahrung im Anbau von MSC resultieren, ein weiterer Grund für die Zurückhaltung der Landwirte sein. Folglich könnte die subjektiv wahrgenommene und tatsächliche Unsicherheit größer sein als die über die Zeitreihenanalyse gefundene (messbare) Unsicherheit. Auch könnte die Zurückhaltung der Landwirte von der „Furcht“, in einem Hanau'schen Schweinezyklus zu landen, eine Rolle spielen. Wenn die gegenwärtige Vorteilhaftigkeit von MSC viele Landwirte zur Umstellung veranlasst, sind die zukünftigen Preise geringer, als in Planungsrechnungen angenommen. Folglich wären Trend und Volatilität der Preise nicht exogen.

## Literatur

- ANDERSON, J.R. (1974): Risk Efficiency in the Interpretation of Agricultural Production Research. In: *Review of Marketing and Agricultural Economics* 43 (3): 131-184.
- ARTAVIA, M., A. DEPPERMANN, G. FILLER, H. GRETHE, A. HÄGER, D. KIRSCHKE und M. ODENING (2010): Ertrags- und Preisinstabilität auf Agrarmärkten in Deutschland und der EU. 50. GEWISOLA-Tagung, Oktober/November 2010, Braunschweig, Deutschland.
- BEHAN, J., K. MCQUINN und M.J. ROCHE (2006): Rural Land Use: Traditional Agriculture or Forestry? In: *Land Economics* 81 (1): 112-123.
- BERG, E. (2003): Modeling the Impacts of Uncertainty and Attitudes Towards Risk on Production Decisions in Arable Farming. 25<sup>th</sup> International Conference of the IAAE (International Association of Agricultural Economists), August 2003, Durban, South Africa.
- BILLEN, N., E. ANGENENDT, H. BAKARA, A. KONOLD, C. PRADE, K. STAHR und J. ZEDDIES (2009): Abschätzung der Produktionspotenziale für den Anbau von Energiepflanzen zur CO<sub>2</sub>- Bindung in Baden-Württemberg und deren ökologische und ökonomische Bewertung. In: *BWK 27003: 2. Statusbericht für 2008*: 1-12.
- BULLARD, M. (2001): Economics of Miscanthus Production. In: Jones, M.B. und M. Walsh (Hrsg.): *Miscanthus for Energy and Fibre*. Routledge, London: 155-171.
- C.A.R.M.E.N E.V. (2013). Preisentwicklung von Hack-schnitzeln. Zentrales Agrar-Rohstoff-Marketing-und-Entwicklungs-Netzwerk e.V. Meißen. In: <http://www.car-men-ev.de/infothek/preisindizes/hackschnitzel>, Abruf: 30 Juli 2013.
- CLIFTON-BROWN, J.C., P.F. STAMPFL und M.B. JONES (2004): Miscanthus Biomass Production for Energy in Europe and its Potential Contribution to Decreasing Fossil Fuel Carbon Emissions. In: *Global Change Biology* 10 (4): 509-518.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (2013): Nominale Renditen deutscher Bundesanleihen mit einer Laufzeit von 15 bis 30 Jahren. Frankfurt. In: <http://www.bundesbank.de/Navigations/DE/Statistiken/statistiken.html?lang=de&open%20=&func=row&tr=WU3975#comm>, Abruf: 25. Juli 2013.
- DICKEY, D.A. und W.A. FULLER (1981): Likelihood Ratio Statistics of Autoregressive Time Series with a Unit Root. In: *Econometrica* 49 (4): 1057-1072.
- DIXIT, A.K. und R.S. PINDYCK (1994): *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- DOHLEMAN, F.G. und S.P. LONG (2009): More Productive than Maize in the Midwest: How does Miscanthus do it? In: *Plant Physiology* 150 (4): 2104-2115.
- DUKU-KAAKIYRE, A. und D.M. NANANG (2004): Applications of Real Options Theory to Forest Investment Analysis. In: *Forest Policy and Economics* 6 (6): 539-552.
- ENDERS, W. (2003): *Applied Economic Time Series*. Wiley, New York.
- FAO (Ernährungs- und Landwirtschaftsorganisation der Vereinten Nationen) (2013a): Weizenträge von 1970 bis 2011. Rom. In: <http://faostat.fao.org/site/567/DesktopDefault.aspx?PageID=567#anchor>, Abruf: 10. Juli 2013.
- (2013b): Weizenpreise Kanada von 1970 bis 2011. Rom. In: <http://faostat.fao.org/site/703/default.aspx#anchor>, Abruf: 10. Juli 2013.
- FRITZ, M. und B. FORMOWITZ (2009): Miscanthus: Anbau und Nutzung – Informationen für die Praxis. Berichte aus dem Technologie- und Förderzentrum (TFZ) 19, Straubing.
- GEBREMEDHIN, T.G. und S. GEBRELUL (1992): An Investment Analysis of Meat Goat Enterprises for Small-scale Producers. In: *Review of Agricultural Economics* 14 (1): 45-53.
- GJOLBERG, O. und A.G. GUTTORMSEN (2002): Real Options in Forest: What if Prices are Mean-reverting? In: *Forest Policy and Economics* 4 (1): 13-20.
- GOLDBERG, D.E. (1989): *Genetic Algorithm in Search, Optimization, and Machine Learning*. Addison Wesley, Boston.
- HAUG, E.G. (1998): *The Complete Guide to Option Pricing Equations*. McGraw-Hill, New York.
- HAWLICZEK, I. (2001): Verbraucherpreise für Treibstoffe und Heizöl von 1970 bis 2000. In: *Statistische Monatshefte Rheinland-Pfalz* 2001 (3): 50-57.

- HEATON, E.A., J. CLIFTON-BROWN, T. VOIGT, M.B. JONES und S.P. LONG (2004): Miscanthus for Renewable Energy Generation: European Union Experience and Projections for Illinois. In: *Mitigation and Adaption Strategies for Global Change* 9 (4): 433-451.
- HEGER, A. (2011): Miscanthus – Kurzinformation. 3 N Kompetenzzentrum Niedersachsen, Netzwerk nachwachsende Rohstoffe e.V., Werlte.
- HOLLAND, J.H. (1975): *Adaption in Natural and Artificial Systems*. MIT Press, Ann Arbor.
- HOLT, C.A. und S.K. LAURY (2002): Risk Aversion and Incentive Effects. In: *The American Economic Review* 92 (5): 1644-1655.
- HUDSON, D., K. COBLE und J. LUSK (2005): Consistency of Risk Premium Measures. In: *Agricultural Economists* 33 (1): 41-49.
- HUGONNIER, J. und E. MORELLEC (2005): Real Options and Risk Aversion. National Centre of Competence in Research Financial Valuation and Risk Management. Working Paper No. 231. In: [http://www.nccrfinrisk.uzh.ch/media/pdf/wp/WP231\\_5.pdf](http://www.nccrfinrisk.uzh.ch/media/pdf/wp/WP231_5.pdf), Abruf: 15. Januar 2015.
- HULL, J.C. (2009): *Options, Futures and Other Derivatives*. Prentice-Hall, Upper Saddle River.
- ISIK, M. und M. KHANNA (2003): Stochastic technology, risk preferences, and adoption of site-specific technologies. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (2): 305-317.
- IWO (Institut für Wärme und Öltechnik) (2012): Heizölpreise 2000 bis 2012. Hamburg.
- IHK (Industrie und Handelskammer) (2013): Inflationsraten von 1970 bis 2011. Münster. In: [http://www.ihk-nordwestfalen.de/fileadmin/medien/02\\_Wirtschaft/00\\_Standortpolitik/Analysen/Positionen/medien/Inflationsrate\\_Deutschland.pdf](http://www.ihk-nordwestfalen.de/fileadmin/medien/02_Wirtschaft/00_Standortpolitik/Analysen/Positionen/medien/Inflationsrate_Deutschland.pdf), Abruf: 5. Juli 2013.
- KTBL (Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft e.V.) (2009): *Faustzahlen für die Landwirtschaft*. Darmstadt.
- (2012): *Energiepflanzen – Daten für die Planung des Energiepflanzenanbaus*. Darmstadt.
- KALTSCHMITT, M., H. HARTMANN und H. HOFBAUER (2009): *Energie aus Biomasse: Grundlagen, Techniken und Verfahren*. Springer Verlag, Berlin.
- KHAJURIA, R.P., S. KANT und S. LAAKSONEN-CRAIG (2009): Valuation of Timber Harvesting Options Using a Contingent Claims Approach. In: *Land Economics* 85 (4): 655-674.
- KWIATKOWSKI, D., P.C.B. PHILLIPS, P. SCHMIDT und Y. SHIN (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? In: *Journal of Econometrics* 54 (1-3): 159-178.
- LAUX, H., R.M. GILLENBECK und H.Y. SCHENK-MATHES (2012): *Entscheidungstheorie*. Springer-Verlag, Berlin.
- LEWANDOWSKI, I. (1998): Propagation Method as an Important Factor in the Growth and Development of Miscanthus x Giganteus. In: *Industrial Crops and Products* 8 (3): 229-245.
- LWK (Landwirtschaftskammer) (2011): *Richtwertdeckungsbeiträge*. Landwirtschaftskammer Niedersachsen, Fachbereich 3.1, Betriebswirtschaft, Unternehmensberatung, Markt, Familie und Betrieb, Hannover.
- MABEE, W.E. und J.N. SADDLER (2007): *Forests and Energy in OECD Countries*. In: *Forests and energy working paper*, University of British Columbia.
- MARRON, N., T. BEIMGRABEN, L. BES DE BERG, F. BRODECK, L. ELTROP, J. FOCKE, S. HAID, M. HAERDTLEIN, N. NAHM, S. PELZ, U.H. SAUTER, L. AN DEN KERCHOVE und A. WEINREICH (2012): Cost Reduction and Efficiency Improvement of Short Rotation Coppice. In: *CREF Final Report*, Champenoux.
- MCDONALD, R. und D. SIEGEL (1986): The Value of Waiting to Invest. In: *Quarterly Journal of Economics* 101 (4): 707-728.
- MIGUEZ, F.E., M.B. VILLAMIL, S.P. LONG und G.A. BOLLERO (2008): Meta-analysis of the Effects of Management Factors on Miscanthus x Giganteus Growth and Biomass Production. In: *Agricultural and Forest Meteorology* 148 (8-9): 1280-1292.
- MITCHELL, M. (1996): *An Introduction in Genetic Algorithm*. MIT Press, Cambridge.
- MUBHOFF, O. (2012): Growing Short Rotation Coppice on Agricultural Land in Germany: A Real Options Approach. In: *Biomass and Bioenergy* 41 (June): 73-85.
- MUBHOFF, O., M. ODENING, C. SCHADE, S. MAART und S. SANDRI (2013): Inertia in Disinvestment Decisions: Experimental Evidence. In: *European Review of Agricultural Economics* 40 (3): 463-485.
- STROHM, K., J. SCHWEINLE, M. LIESEBACH, B. OSTERBURG, A. RÖDL, S. BAUM, H. NIEBERG, A. BOLTE und K. WALTER (2012): *Kurzumtriebsplantagen aus ökologischer und ökonomischer Sicht*. In: *Arbeitsberichte aus der vTI-Agrarökonomie* 6, Braunschweig.
- TRIGEORGIS, L. (1996): *Real Options*. MIT Press, Cambridge.
- VON LEDEBUR, O. und J. SCHMITZ (2012): Price Volatility of the German Agricultural Markets. In: *Price Volatility and Farm Income Stabilization: Modelling Outcomes and Assessing Market and Policy Based Responses*. 123<sup>rd</sup> EAAE Seminar, Februar 2012, Dublin, Ireland.

## Danksagung

Für hilfreiche Kommentare, Anregungen und Kritik danken wir zwei anonymen Gutachtern und den Herausgebern des „German Journal of Agricultural Economics“. Für finanzielle Unterstützung danken wir dem Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF; FKZ: 033L033A).

Kontaktautor:

**MATTHIAS HAVERKAMP**

Georg-August-Universität Göttingen

Fakultät für Agrarwissenschaften,

Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung,

Arbeitsbereich Landwirtschaftliche Betriebslehre

Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen

E-Mail: [matthias.haverkamp@agr.uni-goettingen.de](mailto:matthias.haverkamp@agr.uni-goettingen.de)

## Anhang

### A1 Bestimmung der optimalen kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung und Rückumstellung

Die Bestimmung der optimalen kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen wird wie folgt vorgenommen:

1. Jeweils eine kritische Deckungsbeitragsdifferenz der Umstellung und eine kritische Deckungsbeitragsdifferenz der Rückumstellung bilden ein Genom. In der ersten Generation wird eine bestimmte Anzahl von Genomen mit jeweils zwei zufällig bestimmten kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen ausgewählt.
2. Unter Rückgriff auf die stochastische Simulation wird für jedes Genom der Barwert der Rückflüsse in jeder beobachteten Periode berechnet. Der Barwert der Rückflüsse für ein bestimmtes Jahr  $S_t$ , der als Differenz zwischen dem Barwert der Rückflüsse der realisierten Produktionsaktivität und dem Barwert der Rückflüsse der verdrängten Produktionsaktivität definiert ist, kann wie folgt bestimmt werden:
  - $S_t$  ist gleich dem Barwert des DB von Weizen, abzüglich des Barwertes des DB von MSC, wenn das Ackerland für die Weizenproduktion in der vorherigen Periode verwendet wurde und eine Umstellung nicht stattfindet. Das Land wird in der folgenden Periode auch für die Weizenproduktion genutzt.
  - $S_t$  ist gleich dem negativen Barwert der Investitionskosten, wenn das Ackerland bis jetzt für die Weizenproduktion genutzt wurde und die Umstellung auf MSC jetzt stattfindet oder MSC in der vorherigen Periode rekultiviert wurde, weil das Ende der Nutzungsdauer erreicht war. Im letztgenannten Fall wird MSC ein weiteres Mal angebaut.

- $S_t$  ist gleich dem Barwert des DB von MSC, abzüglich des Barwertes des DB von Weizen, wenn das Land für den MSC-Anbau während seiner Nutzungsdauer verwendet wird und keine Rückumstellung stattfindet.
- $S_t$  ist gleich dem Barwert des DB von MSC, abzüglich des Barwertes des DB von Weizen und des Barwertes der Rekultivierungskosten, wenn das Land in der vorherigen Periode für den Anbau von MSC genutzt wurde und eine der beiden folgenden Bedingungen eintritt: Erstens, die Nutzungsdauer von MSC endet. MSC wird im nächsten Jahr wieder angepflanzt. Zweitens, es findet eine Rückumstellung innerhalb der Nutzungsdauer statt. Dementsprechend wird das Land im nächsten Jahr für die Weizenproduktion verwendet.

Die Barwerte der Rückflüsse für jeden Simulationslauf werden berechnet, indem man die Barwerte der Rückflüsse aller Jahre  $S_t$  aufsummiert. Die Summe der Barwerte entspricht dem Barwert der Rückflüsse eines Simulationslaufs, welcher auf der Grundlage eines bestimmten Paares der kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen der Umstellung und Rückumstellung während des Betrachtungszeitraums ( $t = 0, 1, \dots, 500$ ) errechnet wurde. Mittels einer Vielzahl von Simulationsläufen kann man den durchschnittlichen Barwert der Rückflüsse über alle Simulationsläufe für jedes Genom bestimmen.

3. Die Genome werden entsprechend ihrer Fitness geordnet. Die Fitness bestimmt die Wahrscheinlichkeit des Überlebens eines Genoms bis zur nächsten Generation und ist abhängig vom durchschnittlichen Barwert der Rückflüsse. Je höher der Wert, desto besser ist die Fitness des jeweiligen Genoms. Eine bestimmte Anzahl von Genomen mit der höchsten Fitness wird in die nächste Generation

**Tabelle A1. Parameter des GA und der stochastischen Simulation**

Anzahl der Simulationsläufe:	50 000
Anzahl der Genome:	50
Operatoren des GA:	
Selektion:	Vervierfache die fünf fittesten Genome, verdreifache die nächsten fünf, verdopple die darauf folgenden zehn, reproduziere die nächsten 5 und lösche die verbleibenden 30.
Rekombination:	Beginnend nach den acht fittesten Genomen der Selektion wird das arithmetische Mittel eines Genoms mit dem vorangegangenen Nachbar mit einer Rekombinationsrate von 5% berechnet.
Mutation:	Beginnend nach den acht fittesten Genomen der Rekombination wird mit einer Mutationsrate von 20% eine Zufallszahl in einem Bereich von -2% bis 2% vom Wert eines Genoms dazu addiert.

- übernommen. Die Genome mit niedrigerer Fitness werden durch jeweils bessere ersetzt, welche verdoppelt werden (Selektion und Replikation). Es ist außerdem notwendig, neue Genome zu generieren, weil die besseren Genome aus der vorherigen Generation nicht notwendigerweise die optimalen Genome beinhalten (Rekombination und Mutation).
4. Die Schritte 2 und 3 werden wiederholt, bis die Paare der kritischen Deckungsbeitragsdifferenzen homogen und stabil sind.
5. Der GA ist eine heuristische Methode, weswegen keine Garantie besteht, dass in dem jeweiligen Suchlauf das globale Optimum gefunden wird. Aus diesem Grund haben wir verschiedene Suchläufe mit unterschiedlichen Ausgangsgenomen durchgeführt, um die optimale kritische Deckungsbeitragsdifferenz der Umstellung und Rückumstellung zu identifizieren. Details zu den Parametern der Operatoren des GAs und der stochastischen Simulation werden in Tabelle A1 veranschaulicht.

## A2 Bestimmung der Risikoprämie

Die Berechnung der Risikoprämie geschieht wie folgt: Zu Beginn muss eine Risikonutzenfunktion festgelegt werden. Wir verwenden eine Potenzrisikonutzenfunktion, welche durch abnehmende absolute Risikoaversion und konstante relative Risikoaversion gekennzeichnet ist (HOLT und LAURY, 2002):

$$A (1) \quad U(GM^m) = (DB^m)^{1-\theta},$$

*mit  $m = MSC, Weizen$*

Während  $U$  für den Nutzen steht, ist  $\theta$  der Risikoaversionskoeffizient. Aus Vereinfachungsgründen nehmen wir die Zustandsdiskrete Form des ABP an (DIXIT und PINDYCK, 1994: 65-74), um die risikoangepassten Zinssätze zu berechnen. Daher ist der Erwartungsnutzen der Produktionsalternative  $m$  wie folgt definiert:

$$A (2) \quad E[U(DB^m)] = 0.5 \cdot U(DB^{m^-})$$

$$+ 0.5 \cdot U(DB^{m^+}),$$

*mit  $m = MSC, Weizen$*

Bei einer Drift von 0, ist die Eintrittswahrscheinlichkeit 0,5.  $DB^{m^-}$  ist der DB der Alternative  $m$  zum Zeitpunkt 0 minus der Standardabweichung  $\sigma^m$ .

$DB^{m^+}$  ist der DB der Alternative  $m$  zum Zeitpunkt 0 plus der Standardabweichung.

Da das Sicherheitsäquivalent für einen risikoaversen Landwirt den gleichen Nutzen aufweist wie der Erwartungswert einer unsicheren Alternative, können wir das Sicherheitsäquivalent unter der Verwendung der Risikoaversionskoeffizienten berechnen. Das Sicherheitsäquivalent  $S\ddot{A}^m$  der Alternative  $m$  gleicht:

$$A (3) \quad E[U(DB^m)]^{\frac{1}{1-\theta}} = S\ddot{A}^m,$$

*mit  $m = MSC, Weizen$*

Wir benötigen das Sicherheitsäquivalent, um die Risikoprämie  $RP^m$  zu bestimmen. Die Risikoprämie ist als die Differenz zwischen dem Erwartungswert des DB der Alternative  $m$  und dem Sicherheitsäquivalent der jeweiligen Alternative definiert (vgl. Gleichung A (4)).

$$A (4) \quad RP^m = E(DB^m) - S\ddot{A}^m,$$

*mit  $m = MSC, Weizen$*

Die Risikoprämie dient der Berechnung des Risikozuschlags auf den risikolosen Zinssatz  $\rho^m$  (Gleichung (8)).

Tabelle A2. Historische DB von MSC

Jahr	Inflationsbereinigte Heizölpreise (€/Liter)	Inflationsbereinigte Hackschnitzelpreise für MSC (€/t <sub>TM</sub> ) <sup>a)</sup>	Erlöse (€/ha) <sup>b)</sup>	DB (€/ha) <sup>c)</sup>
1970	0,23	30,13	542,36	89,36
1971	0,25	32,71	588,86	135,86
1972	0,23	29,60	532,79	79,79
1973	0,31	40,56	730,01	277,01
1974	0,38	49,28	887,01	434,01
1975	0,35	45,04	810,70	357,70
1976	0,36	47,00	845,93	392,93
1977	0,34	44,71	804,85	351,85
1978	0,32	42,05	756,93	303,93
1979	0,57	73,53	1 323,49	870,49
1980	0,62	80,51	1 449,13	996,13
1981	0,69	89,86	1 617,46	1 164,46
1982	0,69	89,25	1 606,55	1 153,55
1983	0,60	78,02	1 404,43	951,43
1984	0,62	79,94	1 438,93	985,93
1985	0,63	81,32	1 463,71	1 010,71
1986	0,34	43,62	785,10	332,10
1987	0,29	37,27	670,94	217,94
1988	0,25	32,05	576,88	123,88
1989	0,34	43,66	785,88	332,88
1990	0,37	47,73	859,07	406,07
1991	0,38	49,72	894,98	441,98
1992	0,34	44,39	798,93	345,93
1993	0,33	43,06	775,12	322,12
1994	0,29	38,00	683,93	230,93
1995	0,28	35,79	644,25	191,25
1996	0,32	41,50	746,91	293,91
1997	0,32	41,78	751,97	298,97
1998	0,26	34,03	612,48	159,48
1999	0,31	40,38	726,77	273,77
2000	0,48	61,65	1 109,74	656,74
2001	0,44	57,04	1 026,70	573,70
2002	0,39	50,85	915,38	462,38
2003	0,41	53,01	954,25	501,25
2004	0,45	58,87	1 059,59	606,59
2005	0,60	77,71	1 398,86	945,86
2006	0,65	84,25	1 516,43	1 063,43
2007	0,64	83,17	1 496,98	1 043,98
2008	0,82	106,55	1 917,94	1 464,94
2009	0,55	71,60	1 288,77	835,77
2010	0,78	101,18	1 821,23	1 368,23
2011	0,74	96,58	1 738,37	1 285,37

a) Der Mittelwert der Heizölpreise in Kilowattstunden (KWh) von 2003 bis 2011 ist 2,47-mal höher als der Mittelwert der tatsächlichen Holzhackschnitzelpreise. Heizwert von Heizöl: 11,86 KWh/Liter. Heizwert von MSC Hackschnitzeln: 3,8 KWh/Tonne Trockenmasse (t<sub>TM</sub>).

b) durchschnittliche Erntemenge: 18 t<sub>TM</sub>/ha

c) variable Kosten: 453 €/ha

Tabelle A3. Historische DB von Weizen

Jahr	Inflationsbereinigte Weizenpreise (€/t)	Trendbereinigte durchschnittliche Weizenenerträge (t)	Erlöse (€/ha)	DB (€/ha) <sup>a)</sup>
1970	142,32	7,75	1 102,67	279,42
1971	134,01	8,35	1 118,45	231,61
1972	171,91	7,86	1 351,73	516,21
1973	370,63	8,07	2 992,74	2 134,73
1974	356,85	8,25	2 945,66	2 068,54
1975	257,99	7,85	2 025,13	1 191,04
1976	222,20	7,37	1 636,97	854,14
1977	192,75	7,69	1 482,24	665,11
1978	210,99	8,12	1 713,94	850,76
1979	245,28	7,92	1 941,70	1 100,55
1980	274,10	7,78	2 132,31	1 305,69
1981	291,66	7,82	2 281,40	1 450,24
1982	276,99	8,09	2 240,20	1 380,83
1983	297,91	7,95	2 369,74	1 524,50
1984	302,76	8,58	2 598,09	1 686,26
1985	228,85	8,38	1 917,62	1 027,23
1986	129,05	8,54	1 102,63	194,78
1987	127,24	8,13	1 034,44	170,61
1988	142,14	8,48	1 205,68	304,36
1989	189,43	7,84	1 485,01	652,02
1990	110,96	8,33	924,62	39,16
1991	100,41	8,73	876,85	-51,08
1992	71,88	7,84	563,86	-269,69
1993	71,26	8,35	594,97	-292,24
1994	74,52	8,43	628,15	-267,54
1995	98,97	8,46	837,04	-61,62
1996	122,87	8,76	1 076,85	145,56
1997	113,21	8,64	978,30	60,10
1998	117,86	8,48	999,32	98,41
1999	114,63	8,72	999,34	72,97
2000	125,10	8,36	1 046,00	157,53
2001	138,71	8,86	1 229,46	287,64
2002	145,88	7,79	1 136,18	308,62
2003	128,04	7,28	932,52	158,63
2004	109,45	8,86	969,55	28,30
2005	90,01	8,05	724,90	-130,85
2006	95,63	7,69	735,48	-81,75
2007	149,42	7,35	1 098,75	317,39
2008	193,04	8,38	1 617,97	727,36
2009	141,19	8,01	1 130,23	279,62
2010	136,78	7,41	1 013,31	226,12
2011	172,83	7,02	1 213,11	467,26

a) variable Kosten: 106 €/Tonne (t)