



AgEcon SEARCH

RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Petrick, M.: Investitionsverhalten und staatliche Kreditförderung in der polnischen Landwirtschaft. In: S. Dabbert, W. Grosskopf, F. Heidhues und J. Zeddies: Perspektiven der Landnutzung – Regionen, Landschaften, Betriebe – Entscheidungsträger und Instrumente. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 39, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2004), S. 373-381.

INVESTITIONSVERHALTEN UND STAATLICHE KREDITFÖRDERUNG IN DER POLNISCHEN LANDWIRTSCHAFT: EINE ÖKONOMETRISCHE ANALYSE VON BETRIEBSDATEN

von
Martin Petrick*

1 Einleitung

Entscheidend für die zukünftige Entwicklung des polnischen Agrarsektors wird die Fähigkeit der Landwirte sein, durch gezielte Investitionen den Strukturwandel voranzutreiben und die Produktivität ihrer Betriebe zu erhöhen, um so auf einem gemeinsamen EU-Binnenmarkt wettbewerbsfähig zu bleiben. Gegenstand dieses Beitrages ist es zu untersuchen, welches die Bestimmungsgründe des *Investitionsverhaltens von polnischen Landwirten* sind. Besonderes Augenmerk gilt dabei dem Zugang zu *langfristigen Krediten*, der vielfach als besonders kritischer Engpass für die Entwicklung der Betriebe angesehen wird. Im Gegensatz zu einer früheren Arbeit über Betriebsmittelkredite und deren Effekte auf die Produktion (PETRICK 2002) steht hier die Finanzierung von Investitionen im Mittelpunkt. Aus politischer Sicht ist diese Frage deshalb von Interesse, weil Zinssubventionen für Agrarkredite ein zentrales Instrument der polnischen Regierung darstellen, mit Hilfe derer sie die oben genannten Anpassungsprozesse zu fördern sucht. Auch in den SAPARD-Programmen und der zunehmend an Bedeutung gewinnenden „zweiten Säule“ der gemeinsamen EU-Agrarpolitik spielen Investitionsbeihilfen eine wichtige Rolle.

Dieser Beitrag untersucht folgende Teilfragen: (a) Hat der Zugang zu langfristigen Krediten einen signifikanten Einfluss auf das Investitionsvolumen polnischer Landwirte? (b) In welchem Ausmaß werden staatlich geförderte Kredite tatsächlich für produktive Investitionsmaßnahmen verwendet? Im Rahmen der ersten Teilfrage soll analysiert werden, ob der Kreditzugang überhaupt einen relevanten Engpass für Landwirte darstellt. Die zweite Teilfrage greift das durch VON PISCHKE und ADAMS (1980) aufgeworfene Problem der „Fungibilität“ von Krediten auf, wonach diese oftmals entsprechend den Präferenzen der Kreditnehmer nicht für produktive sondern konsumtive Zwecke verwendet werden. POGANIETZ und WILDERMUTH (1999) haben bereits darauf hingewiesen, dass dies auch in Polen der Fall sein könnte und die Berechtigung der Zinssubventionierung somit in Frage steht.

Um die genannten Fragen zu beantworten, wird im Folgenden eine empirische Investitionsfunktion basierend auf Querschnittsdaten geschätzt. Diese Funktion ermöglicht es, den Einfluss der Kreditfinanzierung statistisch zu testen und quantitative Aussagen über seine Höhe zu machen. Von zentralem Interesse ist in dieser Analyse der ökonomisch zu schätzende *marginale Effekt der Kreditausweitung*, d.h. der Effekt einer marginalen Ausweitung des Kreditvolumens auf die Höhe der produktiven Investitionen. Liegt dieser oberhalb von eins, so werden subventionierte Kredite vollständig für Investitionen eingesetzt bzw. sogar darüber hinaus noch andere Mittel mobilisiert. Dagegen bedeutet ein marginaler Effekt kleiner eins, dass die letzte Krediteinheit teilweise für andere Zwecke verwendet wird.

Nachfolgend werden zunächst die Funktionsweise und Bedeutung des polnischen Agrarkreditprogramms kurz erläutert. Anschließend wird die Datengrundlage präsentiert und die me-

* Martin Petrick, Institut für Agarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO), Theodor-Lieser-Straße 2, 06120 Halle (Saale), e-mail: petrick@iamo.de .

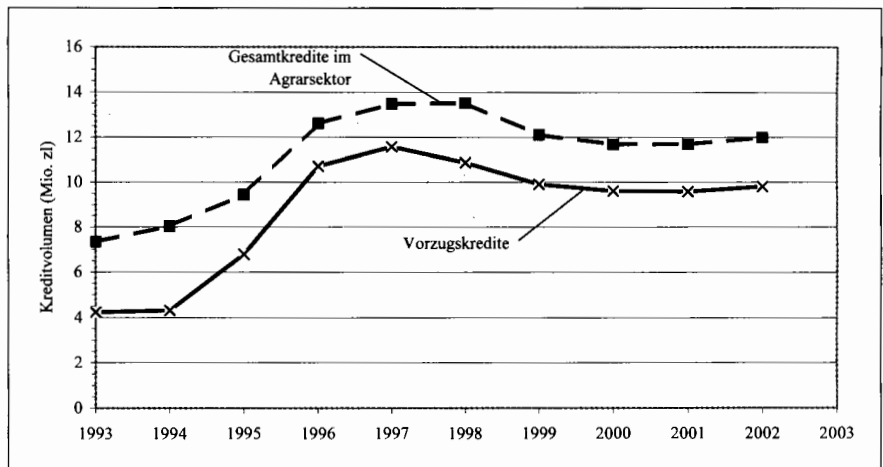
Der Autor dankt Agnieszka Borkowski für hilfreiche Hinweise zu einer früheren Fassung dieses Beitrags.

thodische Vorgehensweise beschrieben. Es folgen eine Darstellung der Ergebnisse sowie einige Schlussfolgerungen.

2 Funktionsweise und Bedeutung des polnischen Agrarkreditprogramms

Das Hauptinstrument der polnischen Regierung zur Intervention auf dem Agrarkreditmarkt ist derzeit die Subvention von Zinsen. Die Zinssubventionen werden im Rahmen von verschiedenen Kreditlinien gewährt, wobei die Kreditlinien sich je nach vorgesehenem Verwendungszweck in der Höhe der Subventionierung unterscheiden (POGANIETZ und WILDERMUTH 1999). Im Wesentlichen werden zwei Kategorien von Kreditlinien unterschieden, nämlich Betriebsmittelkredite einerseits und Investitionskredite andererseits. Für die Abwicklung der Kreditsubventionen wurde im Jahre 1994 die sogenannte Agentur für die Restrukturierung und Modernisierung der Landwirtschaft (Agencja Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa; ARiMR) eingerichtet, die die Kredite in Zusammenarbeit mit lokalen kommerziellen Banken vergibt. Interessierte Kreditnehmer bewerben sich bei einer lokalen Bankfiliale, die berechtigt ist, die Präferenzkredite zu vergeben. Die Bank trägt das volle Ausfallrisiko, jedoch wird ein Teil der Zinszahlungen von der ARiMR übernommen. In der Vergangenheit betrug die Höhe des Zinszuschusses oftmals mehr als die Hälfte der gesamten Zinszahlungen.

Abbildung 1 Gesamtkredite und Vorzugskredite im Agrarsektor Polens 1993-2002 (in Preisen von 1999)



Anm.: Kreditvolumen ausstehend am 31. Dezember. Werte berechnet in 1999er Preisen unter Verwendung des Verbraucherpreisindex. 1 zł = 0,237 Euro in 1999.

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf KULAWIK (2003, S. 77) und unveröffentlichten Angaben der polnischen Nationalbank.

Abbildung 1 zeigt das Volumen der gesamten Kredite und der Vorzugskredite im Agrarsektor Polens für den Zeitraum 1993 bis 2002. Die Gründung der ARiMR im Jahre 1994 hatte eine massive Ausweitung der Vergabe von Präferenzkrediten zur Folge, so dass der Umfang der Präferenzkredite in den Jahren 1995 und 1996 jeweils um fast 60 Prozent stieg. Nachfolgend wurde die Anzahl der Kreditlinien gekürzt (CZERWIŃSKA-KAYZER 2000), was eine Stabilisierung und einen anschließenden leichten Abfall des Volumens der Präferenzkredite verursachte. Der relative Anteil der Präferenzkredite am gesamten Kreditvolumen nahm im Vergleich zum Zeitraum vor der Gründung der ARiMR deutlich zu. Geht man davon aus, dass es einen festen Umfang an Finanzierungsobjekten gibt, die auch unter nicht-subventionierten Bedin-

gungen hinreichend rentabel sind, so liefert die Abbildung Hinweise auf einen „crowding-out“-Effekt der Präferenzkredite, d.h. Kreditnehmer nahmen Präferenzkredite auf, obwohl ihre Investitionsvorhaben auch unter kommerziellen Bedingungen finanzierbar gewesen wären.

Im Gegensatz zu anderen Transformationsländern sind Hypothekendarlehen in Polen relativ weit verbreitet, da Boden während der Phase des Sozialismus nicht enteignet wurde (PROSTERMAN und ROLFES 2000, S. 128-129). Die Ausfallraten für Agrarkredite sind sehr niedrig, nach KARCZ (1998) liegen sie unter zwei Prozent.

3 Datengrundlage

Die Datenbasis der vorliegenden Untersuchung bildet eine standardisierte Befragung von polnischen landwirtschaftlichen Haushalten, die im Jahre 2000 vom IAMO in Zusammenarbeit mit polnischen Partnerinstitutionen durchgeführt wurde. Insgesamt wurden 464 Haushalte in drei Regionen befragt, nämlich in den früheren Woiwodschaften Szczecin, Tarnów und Rzeszów. Während die erste Region im Nordwesten des Landes liegt und durch eine eher großstrukturierte Landwirtschaft geprägt ist (der Median der befragten Betriebe liegt bei 60,1 ha Nutzfläche), befinden sich die beiden anderen im Südosten und weisen eine kleingliedrige Agrarstruktur auf (Median 7,4 bzw. 7,8 ha, vgl. PETRICK et al. 2002, S. 206). Es wurden u.a. Investitions- und Kreditaktivitäten für den Zeitraum 1997 bis 1999 sowie eine Vielzahl von Betriebs- und Haushaltscharakteristika erhoben. Bei der Stichprobe der Haushalte handelt es sich um eine innerhalb der drei Regionen auf Landkreisebene stratifizierte, einstufige Zufallsauswahl auf Basis des Betriebsverzeichnisses des staatlichen Beratungsdienstes für die Landwirtschaft. Reine Subsistenzbetriebe sind in diesem Verzeichnis nicht enthalten. Eine umfassende Dokumentation des Datensatzes einschließlich des verwendeten Fragebogens findet sich in PETRICK (2001).

4 Methodische Vorgehensweise

Die ökonometrische Analyse basiert auf einer wie folgt spezifizierten, potenziell nicht-linearen Investitionsgleichung in reduzierter Form:

$$I = I(K, Z, \zeta) + \varepsilon. \quad (1)$$

In dieser Gleichung bezeichnen I das Investitionsvolumen, K den Umfang der langfristigen Kredite, die im Beobachtungszeitraum aufgenommen wurden, Z die Betriebsgröße gemessen als Wert der Flächen in Betriebseigentum, ζ einen Vektor von Dummy-Variablen, die regions- und betriebsspezifische Effekte abbilden sollen und ε einen zufällig verteilten Fehlerterm. Im Vergleich zu herkömmlichen neoklassischen Investitionsfunktionen (vgl. ELHORST 1993, S. 170) ergeben sich zwei Besonderheiten. Zum einen beinhaltet die Gleichung die Kreditvariable K , die zur Untersuchung der Bedeutung des Kreditzugangs verwendet wird. Zum anderen sind keinerlei Preisvariablen enthalten. Den Grund hierfür liefert die Tatsache, dass die Streuung der Preise in der verwendeten Querschnitts-Stichprobe sehr gering ist. Preise wurden daher als konstant angenommen und aus der Gleichung ausgeschlossen (vgl. ähnlich FEDER et al. 1992).

Folgende Parameter Vorzeichen werden erwartet. Unter der Annahme, dass rentable Investitionsvorhaben vorhanden sind, ist das Vorzeichen der Kreditvariable eindeutig positiv. Der Effekt von Z auf I ergibt sich aus der angestrebten Betriebsgröße. Ein negatives Vorzeichen impliziert konvergierende, ein positives Vorzeichen divergierende Betriebsgrößen im Laufe der Zeit. ζ enthält eine Dummy-Variable für das Vorhandensein von permanenter Buchführung, was als Indikator für die Management-Fähigkeiten des Betriebsleiters verwendet wird und ein positives Vorzeichen nahe gelegt. Eine weitere Dummy-Variable hat den Wert eins sofern der Betrieb in der Region Szczecin liegt. Da in dieser Region das allgemeine ökonomi-

sche Umfeld als günstiger als in den anderen Regionen angesehen wird, sollte das Vorzeichen ebenfalls positiv sein.

Gleichung (1) soll zur Bestimmung des marginalen Effekts der Kreditausweitung verwendet werden, der sich als partielle Ableitung von I nach K ergibt. Allerdings sind zunächst drei methodische Probleme zu diskutieren, die sich bei einer Schätzung von (1) ergeben, nämlich (a) die mögliche *Endogenität der Regressoren*, vor allem von K , das eine Entscheidungsvariable des Haushalts darstellt, (b) die Zensierung der abhängigen Variable I , da etwa 20 Prozent der Beobachtungen ein Investitionsvolumen von null aufweisen und (c) die Wahl der *Funktionsform*, da der marginale Effekt der Kreditausweitung nicht willkürlich eingeschränkt werden sollte.

Dem Problem der Endogenität wurde dadurch begegnet, dass die Gleichung (1) nur für solche Haushalte geschätzt wurde, die als *kreditrationiert* gelten müssen. Für diese kann angenommen werden, dass die zur Verfügung gestellte Kreditsumme eine exogen auferlegte Beschränkung darstellte. Dies wurde durch eine direkte Erfragung des Rationierungsstatus des Haushalts ermittelt, d.h. der Frage, ob der jeweilige Haushalt einen höheren als den erhaltenen Kreditbetrag beantragt hatte oder ob er anderweitig als kreditrationiert gelten muss. Hieraus folgt eine Unterteilung der Stichprobe in eine rationierte und eine nicht-rationierte Teilgruppe. 156 Haushalte wurden als rationiert eingestuft; für diese Beobachtungen wurde die Investitionsanalyse durchgeführt. Ob durch diese nicht-zufällige Aufteilung der Stichprobe eine Verzerrung durch Selektivität hervorgerufen wurde, konnte durch die Berücksichtigung der sog. Inversen Mill's Ratio in der Investitionsgleichung getestet werden. Sie wird aus einer vorgeschalteten Probit-Gleichung ermittelt (HECKMAN 1979). Diese Probit-Gleichung schätzt die Bestimmungsgründe für die Einstufung als kreditrationierter oder nicht-kreditrationierter Haushalt. Als erklärende Variablen wurden neben der Betriebsgröße verschiedene Haushaltscharakteristika und der Zeitpunkt der Kreditbewerbung verwendet. Die Schätzung dieses Modells ergab statistisch abgesicherte Ergebnisse, die in PETRICK (2003) detailliert aufgeführt werden.

Die Zensierung der abhängigen Variable wurde durch Verwendung eines Tobit-Modells berücksichtigt (GREENE 2000, S. 905-926). Im Folgenden werden die Ergebnisse zweier verschiedener Tobit-Modelle präsentiert. Zum einen wurde ein Standard-Modell geschätzt, bei dem die Koeffizienten die Steigung der nicht-zensierten Investitionsgleichung angeben (JOHNSTON und DiNARDO 1997, S. 436-439). In diesem Fall wird der marginale Effekt der Kreditausweitung als konstant über alle Beobachtungen angenommen. Um diese Rigidität des Modells zu überwinden, wurde außerdem ein kubisches Tobit-Modell geschätzt, bei dem ein quadratischer und ein kubischer Term für die Kreditvariable eingefügt wurden. Hieraus resultiert eine kubische Form für die Investitionsfunktion, die eine eingehendere Analyse des marginalen Effektes der Kreditausweitung erlaubt.

Die abhängige Variable I misst in Tsd. $\text{z}1$ das betriebsindividuelle Aggregat aller produktiven Investitionen, die im Zeitraum 1997-1999 von den Betrieben getätigt wurden, d.h. Bodenkäufe, Investitionen in landwirtschaftliche Maschinen, Wirtschaftsgebäude, Nutztiere u.a.. Kredit K wurde gemessen als das Gesamtvolumen aller Kredite mit einer Laufzeit von mehr als zwölf Monaten, die im gleichen Zeitraum aufgenommen wurden. Die Haushalte in der Teilstichprobe, die für die Schätzung verwendet wurde, schlossen im Untersuchungszeitraum 81 langfristige Kreditverträge ab. 78 Prozent der Betriebsleiter nahmen mindestens einen Präferenzkredit auf. Für Z wurde der nominale Wert der Flächen in Betriebseigentum zu Beginn des Beobachtungszeitraumes verwendet. Tabelle 1 beschreibt die verwendeten Variablen, angegeben sowohl für die gesamte Teilstichprobe, für die die Investitionsfunktion geschätzt wurde, als auch nur für die Betriebe mit positivem Investitionsvolumen.

Tabelle 1 Beschreibung der verwendeten Variablen

	Mittelwert	Std.abw.	Minimum	Maximum	Gültige Beobachtungen
<i>Gesamte Teilstichprobe</i>					
Investitionsvolumen 1997-1999 (Tsd. zł)	24,8	42,4	0,0	322,5	156
Kreditvolumen 1997-1999 (Tsd. zł)	20,6	43,2	0,0	400,0	156
Boden in Betriebseigentum 1997 (Tsd. zł)	65,7	97,3	0,0	600,0	156
Permanente Buchführung (Dummy)	0,4	0,5	0,0	1,0	156
Betrieb in der Region Szczecin (Dummy)	0,3	0,5	0,0	1,0	156
<i>Beobachtungen mit positivem Investitionsvolumen</i>					
Investitionsvolumen 1997-1999 (Tsd. zł)	31,2	45,5	0,0	322,5	124
Kreditvolumen 1997-1999 (Tsd. zł)	24,8	47,4	0,0	400,0	124
Boden in Betriebseigentum 1997 (Tsd. zł)	60,2	88,4	0,0	520,0	124
Permanente Buchführung (Dummy)	0,5	0,5	0,0	1,0	124
Betrieb in der Region Szczecin (Dummy)	0,3	0,5	0,0	1,0	124

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf IAMO Poland farm survey 2000.

5 Ergebnisse

5.1 Investitionsfunktion

Die Ergebnisse der Schätzungen werden in Tabelle 2 dargestellt. Es werden die Ergebnisse für drei verschiedene Spezifikationen präsentiert. Hauptsächlich für Explorations- und Vergleichszwecke wurde die Investitionsfunktion (I) mit Hilfe der Kleinste-Quadrate (KQ) Methode geschätzt (I). Dieses Verfahren wurde auch verwendet, um auf Selektivität zu testen, daher umfasst das Modell auch die Inverse Mill's Ratio.

Die zweite Spezifikation ist das oben genannte Standard-Tobit-Modell mit konstanter Steigung für die Investitionsfunktion (II). Als dritte Spezifikation wird das kubische Tobit-Modell präsentiert (III). Für dieses Modell werden unten die marginalen Effekte der Kreditausweitung separat besprochen.

Mehrere wichtige Schlussfolgerungen können bereits aus dem KQ-Modell gezogen werden. Zunächst wird deutlich, dass das aufgenommene Kreditvolumen einen *signifikanten Effekt* auf das beobachtete Investitionsvolumen hat. Gemessen an der Höhe des *t*-Wertes hat die Kreditvariable einen überragenden Einfluss auf den Umfang der Investitionen. Die Koeffizienten aller anderen Variablen tragen die erwarteten Vorzeichen und sind statistisch abgesichert, zumindest mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von zehn Prozent.¹ Der Koeffizient der Betriebsgrößenvariable ist signifikant auf einem Niveau von fünf Prozent, d.h. *kleinere Betriebe investieren mehr*. Der Koeffizient der Inversen Mill's Ratio ist nicht signifikant von Null verschieden; die Nullhypothese, dass keine Selektivität vorliegt, kann daher *nicht* verworfen werden. Aus diesem Grund wird Selektivität in allen anderen Schätzungen ignoriert. Eine weitere Schlussfolgerung betrifft den marginalen Effekt der Kreditausweitung, der im linearen Modell durch den Koeffizienten der Kreditvariable angegeben wird. Er ist kleiner als eins (0,739), d.h. die Kredite werden *nicht vollständig für produktive Investitionen* verwendet. In der Tat berichteten eine große Anzahl Betriebsleiter, dass sie Kredite für die Finanzierung

¹ Die kritischen Werte der *t*-Verteilung liegen bei 1,645 (10%), 1,96 (5%) und 2,576 (1%), Irrtumswahrscheinlichkeiten in Klammern.

langlebiger Konsumgüter verwendeten, z.B. der Renovierung von Wohnhäusern oder Autokäufen.² Lediglich bei 50 Prozent der Kreditnehmer übertraf das produktive Investitionsvolumen die aufgenommene Kreditsumme. Allerdings setzt das lineare Modell voraus, dass der marginale Effekt über die gesamte Spannweite der Beobachtungen konstant ist.

Tabelle 2 **Geschätzte Investitionsfunktionen**

	<i>KQ (I)</i>	<i>Standard Tobit (II)</i>	<i>Kubisches Tobit (III)</i>
	<i>Koeffizient</i>	<i>Koeffizient</i>	<i>Koeffizient</i>
Konstante	3,478 (0,437)	-0,782 (-0,229)	1,558 (0,442)
Kreditvolumen 1997-1999 (Tsd. zł)	0,739 (14,237)	0,783 (13,161)	0,418 (2,031)
Kredit ^ 2	-	-	0,003 (1,392)
Kredit ^ 3	-	-	<-0,001 (-1,120)
Boden in Betriebseigentum 1997 (Tsd. zł)	-0,051 (-2,139)	-0,082 (-2,678)	-0,100 (-3,131)
Permanente Buchführung (Dummy)	7,868 (1,853)	10,597 (2,087)	14,195 (2,684)
Betrieb in der Region Szczecin (Dummy)	17,267 (3,393)	20,909 (3,422)	23,387 (3,813)
Inverse Mill's Ratio	1,521 (0,162)	-	-
Log-Likelihood	-714,319	-610,996	-608,950
Korrigiertes R ²	0,666	-	-
N	156	156	156

Anm.: *t*-Werte in Klammern. *t*-Werte im KQ-Modell um Selektivität bereinigt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die beiden anderen Spezifikation wurden verwendet, um den marginalen Krediteffekt weitergehend zu analysieren. Da sie zusätzliche Flexibilität in das Modell einführen, ist davon auszugehen, dass sie diesen Effekt akkurater abbilden. Wie an den Werten der Log-Likelihood-Funktion abgelesen werden kann, wurde die Anpassung an die Daten auch tatsächlich verbessert.

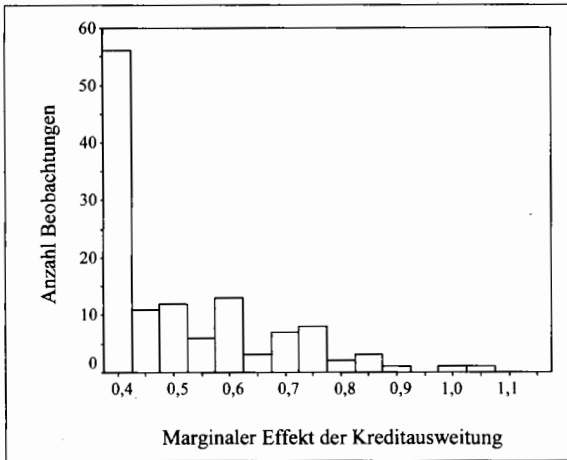
5.2 Marginaler Effekt der Kreditausweitung

Modell II unterscheidet sich von Modell I durch die Berücksichtigung der zensierten Verteilung für die abhängige Variable Investitionsvolumen. Der marginale Effekt ist daher erwartungsgemäß größer als im KQ-Modell, allerdings immer noch deutlich kleiner als eins. Das kubische Modell III ist das flexibelste unter den vorgestellten Modellen. Zwar ist die gewählte Funktionsform nicht statistisch abgesichert, da die Koeffizienten der höheren Polynome nicht signifikant von Null verschieden sind. Unter der Annahme dieser Funktionsform können allerdings die marginalen Effekte der Kreditvariable statistisch abgesichert werden. Da der

² Da Kreditausfälle im polnischen Agrarbereich selten sind, muss davon ausgegangen werden, dass viele dieser langfristigen „Konsumkredite“ aus dem laufenden Haushaltseinkommen bedient werden.

marginale Effekt nun vom Kreditvolumen abhängt, wurde er beispielhaft für das Stichprobenmittel der Beobachtungen mit positivem Investitionsvolumen mit seinem Standardfehler berechnet (GREENE 2000, S. 326). Der marginale Effekt beträgt hier 0,559 mit einem *t*-Wert von 4,502, er ist daher bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von einem Prozent signifikant von null verschieden. Mit Hilfe der geschätzten Koeffizienten des kubischen Tobit-Modells wurden die marginalen Effekte für alle Investoren in der Stichprobe ermittelt (Abbildung 2). Das gezeigte Histogramm erlaubt folgende Schlussfolgerungen: zum einen liegen fast alle (98,4 Prozent) der Beobachtungen unter dem Schwellenwert von eins. Zum anderen liegt der Mittelwert dieser individuellen marginalen Effekte deutlich unter den konstanten Werten der Modelle I und II.

Abbildung 2 Verteilung der marginalen Effekte der Kreditausweitung



Anm.: Mittelwert = 0,526; Std.abw. = 0,144; N = 124.

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf kubischem Tobit-Modell.

Eine weitergehende Analyse des funktionalen Zusammenhangs zwischen Kredit und Investitionen basierend auf dem kubischen Tobit-Modell zeigt, dass im Bereich der üblicherweise beobachteten Kreditvolumina der marginale Effekt mit zunehmendem Kreditvolumen zunimmt. Es handelt sich folglich um eine konvexe Funktion. Erst bei einem Kreditbetrag von etwa 200 Tsd. zł (d.h. dem Zehnfachen des Mittelwertes) befindet sich ein Wendepunkt, so dass jenseits dieser Marke der marginale Effekt wieder abnimmt. Zwischen 150 und 275 Tsd. zł liegt er nahezu konstant bei eins oder sogar etwas höher. Im Hinblick auf die Mobilisierung von zusätzlichen Mitteln könnte man diesen Bereich der Kreditvolumina daher als optimal bezeichnen. Allerdings fallen nur 1,6 Prozent der Beobachtungen in diesen Bereich. Mehr als 95 Prozent der Betriebe nahmen Kredite kleiner 100 Tsd. zł auf und weisen damit marginale Effekte kleiner als eins auf.

Darüber hinaus besteht eine signifikante positive Korrelation von 0,22 zwischen Betriebsgröße und Investitionsvolumen, d.h. größere Betriebe scheinen *prima facie* mehr zu investieren. Die Korrelation zwischen Kreditvolumen und Betriebsgröße liegt bei 0,3. Daher weisen vor allem große Betriebe hohe marginale Krediteffekte auf. Kontrolliert man allerdings – wie in der Regression – den Einfluss der Kredithöhe, investieren größere Betriebe weniger als kleinere. Dies bedeutet, dass aus einer Gruppe mit gleichem Kreditvolumen die kleineren Betriebe einen höheren Betrag für produktive Investitionen einsetzen. Im Hinblick auf das Investiti-

onsvolumen in absoluter Höhe können daher zwei gegenläufige Effekte isoliert werden: größere Kreditvolumina implizieren höhere, aber größere Betriebe als solches (d.h. bei konstantem Krediteffekt) implizieren niedrigere Investitionen. Es trifft daher nicht zu, dass größere Betriebe aufgrund ihrer Größe mehr investieren, aber sie erhalten umfangreichere Kredite und leiten daher weniger in konsumtive Verwendungen um.

6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die Ergebnisse zeigen, dass der Zugang zu subventioniertem Kredit einen statistisch signifikanten Einfluss auf den Umfang der Investitionstätigkeiten polnischer Landwirte hat. In verschiedenen Spezifikationen der Kredit-Investitions-Beziehung wurde jedoch ein marginaler Effekt der Kreditausweitung kleiner als eins geschätzt. Dies bedeutet, dass Kredit teilweise für andere Zwecke als produktive Investitionen verwendet wird. Basierend auf einem kubischen Tobit-Modell wurde ein Mittelwert von 0,53 für den betriebsindividuellen marginalen Effekt bestimmt, d.h. im Durchschnitt fließt vom letzten geliehenen Złoty knapp die Hälfte in nicht-produktive Verwendungen. Jeder zweite Kreditnehmer investiert weniger in produktive Anlagen als er an Krediten aufgenommen hat. Nur 1,6 Prozent der Beobachtungen mit positivem Investitionsvolumen zeigen marginale Krediteffekte größer als eins. Im Bereich der üblicherweise beobachteten Kreditvolumina steigt der Krediteffekt mit zunehmendem Kreditumfang an.

Damit ist die Zielausrichtung des staatlichen Kreditprogramms in Frage zu stellen, da auf dem Markt für Investitionskredite eine Art Sättigung eingetreten zu sein scheint. Obwohl Betriebsleiter ihre Investitionsentscheidungen vom Zugang zu subventionierten Krediten abhängig machen, werden die Mittel nur teilweise für produktive Investitionen verwendet. Die Umleitung ist umso ausgeprägter, je kleiner der Kreditbetrag ist. Dieser Umstand kann als eine Art Mitnahmeeffekt gedeutet werden: kleine Kreditbeträge werden zu günstigen Konditionen aufgenommen, um Konsumgüter zu finanzieren, ein tatsächliches Investitionsobjekt ist aber nicht vorhanden. Wird diese Umleitung als unerwünscht angesehen, könnte eine Lösung darin bestehen, die Vergabe auf größere Kreditbeträge zwischen 150 und 275 Tsd. zł zu konzentrieren. Niedrigere Kreditbeträge führen dagegen in geringerem Ausmaß zu produktiven Investitionen. Sind hohe Investitionsniveaus das erklärte Politikziel, sollte eine Diskriminierung von kleineren Betrieben allerdings vermieden werden.

Aus Sicht der Banken ist entscheidend, dass die Kreditnehmer verlässlich zurückzahlen; dies scheint in Polen generell der Fall zu sein. Dagegen sollte eine Analyse der Politikmaßnahmen überprüfen, ob Subventionen tatsächlich dem Restrukturierungs- und Modernisierungszweck dienen oder ob sie schlicht den Lebensstandard der ländlichen Bevölkerung durch vereinfachten Zugang zu günstiger Liquidität erhöhen. Die empirischen Ergebnisse dieser Studie legen Letzteres nahe. In Übereinstimmung damit kommen POGANIETZ und WILDERMUTH (1999, S. 540) zu dem Schluss, dass die Verwendung von Krediten für nicht-produktive Zwecke weniger auf eine unzureichende Überwachung durch die Banken zurückzuführen ist, sondern vielmehr eine unmittelbare Konsequenz der Programmausgestaltung ist, die ein nicht hinreichend spezifiziertes Spektrum an Kreditverwendungen zulässt. Die polnische Regierung sollte sich daher die Frage stellen, ob die praktizierte Agrarkreditpolitik auf klar definierte Modernisierungsziele ausgerichtet ist oder ob sie eher eine Art Sozialpolitik für ländliche Räume sein will. Dem ersten Zweck dient sie derzeit nur sehr eingeschränkt.

Literatur

- CZERWIŃSKA-KAYZER, D. (2000): Analyse von Investitionen und ihrer Finanzierung in privaten landwirtschaftlichen Betrieben in Polen während der Transformation. Beitrag zum KATO Symposium "Understanding Transition in Central and Eastern European Agriculture" in Berlin, 02.-04.11.
- ELHORST, P.J. (1993): The estimation of investment equations at the farm level. *European Review of Agricultural Economics* 20, S. 167-182.
- FEDER, G., L.J. LAU, J.Y. LIN and X. LUO (1992): The Determinants of Farm Investment and Residential Construction in Post-Reform China. *Economic Development and Cultural Change* 41, S. 1-26.
- GREENE, W.H. (2000): *Econometric Analysis*. 4. Auflage, London.
- HECKMAN, J.J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47, S. 153-161.
- JOHNSTON, J. and J. DiNARDO (1997): *Econometric Methods*, 4. Auflage, New York.
- KARCZ, Z. (1998): Agricultural Credit in Poland in the Period of Transformation. In: FROBERG, K., POGANIETZ, W.-R. (Hrsg.): *The Importance of Institutions for the Transition in Central and Eastern Europe. Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe* 1. Kiel, S. 94-97.
- KULAWIK, J. (2003): Kredytowanie i opodatkowanie rolnictwa oraz ubezpieczenia rolnicze, In: Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej (IERiGŻ) (Hrsg.): *Analiza produkcyjno-ekonomicznej sytuacji rolnictwa i gospodarki żywnościowej w 2002 roku*. Warszawa, S. 76-89.
- PETRICK, M. (2001): Documentation of the Poland Farm Survey 2000. IAMO Discussion Paper No. 36, Halle (Saale). <http://www.iamo.de/no36.pdf>
- PETRICK, M. (2002): Sind Polens Landwirte kreditrationiert? Eine mikroökonomische Analyse von Marktversagen im Transformationsprozess. Referat gehalten auf der Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V., Halle (Saale), 30.09.-02.10. http://www.iamo.de/mitarb/Petrick_Sind-Polens.pdf
- PETRICK, M. (2003): Credit rationing of Polish farm households – a theoretical and empirical analysis. Dissertation, Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO) und Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg.
- PETRICK, M., G. SPYCHALSKI, M. SWITLYK and E. TYRAN (2002): Economic Situation and Development Perspectives of Farms in Poland. An analysis based on survey data from selected Polish voivodships and a comparison with German farms. *Agrarwirtschaft* 51, S. 203-214.
- POGANIETZ, W.R. and A. WILDERMUTH (1999): Kredit- und Finanzmärkte im Rahmen des Transformationsprozesses des Agrarsektors in Polen, In: *Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V.* 35. Münster-Hiltrup, S. 536-540.
- PROSTERMAN, R.L. and L. ROLFES (2000): Review of the Legal Basis for Agricultural Land Markets in Lithuania, Poland, and Romania. In: CSAKI, C.; LERMAN, Z. (Hrsg.): *Structural Change in the Farming Sectors in Central and Eastern Europe*. World Bank Technical Paper 465. Washington D.C., S. 110-139.
- VON PISCHKE, J.D. and D.W. ADAMS (1980): Fungibility and the Design and Evaluation of Agricultural Credit Projects. *American Journal of Agricultural Economics* 62, S. 719-726.