



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.*

Wiebusch, A., Henning, C.: Analyse von Transaktionskosten auf dem ländlichen Kreditmarkt in Polen. 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. 363-371.

ANALYSE VON TRANSAKTIONSKOSTEN AUF DEM LÄNDLICHEN KREDITMARKT IN POLEN

von

*Anja Wiebusch und Christian Henning**

1 Einleitung

Die Funktionsfähigkeit der ländlichen Kreditmärkte ist eine basische Voraussetzung für die Wettbewerbsfähigkeit der landwirtschaftlichen Produktion in den mittel- und osteuropäischen Transformationsländern. Erhält der landwirtschaftliche Produktionssektor nicht im angemessenen Maße Kredite, so wird er in der Entwicklung hinter den übrigen Sektoren der Volkswirtschaft hinterherhinken. Da in vielen mittel- und osteuropäischen Ländern der landwirtschaftliche Sektor noch eine verhältnismäßig bedeutsame gesamtwirtschaftliche Stellung hat und auch ein relativ großer Anteil der Erwerbsbevölkerung in der Landwirtschaft beschäftigt ist, hat die Funktionsfähigkeit der ländlichen Kreditmärkte auch eine große gesamtwirtschaftliche Bedeutung.¹ Die statistischen Daten deuten jedoch auf eine geringe Investitionstätigkeit in der polnischen Landwirtschaft hin; so betragen die landwirtschaftlichen Investitionen nur 113 Zl/ha² und ein polnischer Traktor ist durchschnittlich 19 Jahre alt (IERiGZ³ 1998, 3). Der polnische Staat versucht deshalb, durch umfangreiche Subventionsprogramme die Zinsbelastung für die Landwirte zu senken, um die Investitionstätigkeit in der Landwirtschaft zu erhöhen.

In der Literatur wird der Zustand des ländlichen Kreditmarktes in Polen kontrovers diskutiert. Während für die einen die geringe Investitionstätigkeit in der Landwirtschaft auf einen Mangel an profitablen Investitionsprojekten zurückzuführen ist (Petrick 2000), gehen andere davon aus, dass die geringe Investitionstätigkeit vielmehr an einem erschwerten Zugang zum ländlichen Kreditmarkt liegt (Moosburger et al. 1999, 360, Puslecki 2000, 99). Als Hauptursachen für einen erschwerten Zugang der Landwirte zum Kreditmarkt werden zum einen die im Verhältnis zur Kreditsumme hohen Transaktionskosten und zum anderen das im Verhältnis zu anderen Wirtschaftssektoren höhere Risiko gesehen (Koester 2001, 306f).

Ziel dieses Beitrages ist es, eine Methode vorzustellen, mit der man die Wirkungen der auf dem ländlichen Kreditmarkt vorherrschenden Transaktionskosten auf die Kapitalausstattung der landwirtschaftlichen Betriebe analysieren kann. Diese Methode wird dann auf Daten polnischer landwirtschaftlicher Betriebe und schleswig-holsteinischer Testbetriebe angewandt, um den Transaktionskosteneinfluss auf dem ländlichen Kreditmarkt vergleichen zu können.

2 Vorgehensweise

Um die Auswirkung der Transaktionskosten auf die Agrarkreditvergabe bzw. Kapitalausstattung der landwirtschaftlichen Betriebe analysieren zu können, wird wie folgt vorgegangen:

Zunächst wird auf der Grundlage von Befragungsdaten eine aggregierte Produktionsfunktion mit Kapital, Arbeit, Vorleistungen und Boden als Produktionsfaktoren geschätzt. Da es nicht

* Anja Wiebusch und Prof. Dr. Dr. Christian Henning, Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Institut für Agrarökonomie, Olshausenstr. 40, 24118 Kiel.

¹ In Polen arbeiten 18,8 % der Erwerbsbevölkerung in der Landwirtschaft.

² Zum Vergleich: Die landwirtschaftlichen Investitionen pro Hektar belaufen sich in Deutschland auf das 15fache und die Investitionen in die slowakische Landwirtschaft immerhin auf das 3fache der polnischen Investitionen.

³ Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej.

sinnvoll ist, die Mengeneinheiten der unterschiedlichen landwirtschaftlichen Outputs für die Schätzung aufzusummieren, wird als endogene Größe der landwirtschaftliche Umsatz genommen:

$$U = f(K, L, V, B) \quad (1)$$

Wir haben eine quadratische Funktionsform⁴ gewählt, somit ist die Produktionsfunktion wie folgt spezifiziert:

$$U = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i + \sum_{i \in PG} \sum_{j \in PG} \gamma_{ij} x_i x_j \quad PG = \{K, L, B, V\} \quad (2)$$

wobei $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$

mit

- U Umsatz pro Betrieb in Landeswährung
- x_K Anlagevermögen (ohne Boden) pro Betrieb in Landeswährung
- x_L Arbeitskräfte pro Betrieb
- x_V Vorleistungen pro Betrieb in Landeswährung
- x_B Boden pro Betrieb in ha

Ferner berechnet sich das Wertgrenzprodukt des Kapitals aus:

$$WGP_K = \frac{\partial U}{\partial x_K} = \beta_K + \sum_{i \in PG} \gamma_{Ki} x_i \quad \text{mit } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (3)$$

Da im Optimum das Wertgrenzprodukt des Kapitals den Kapitalkosten, d.h. der Annuität A^5 entspricht, gilt:

$$WGP_K = A = \frac{(i+1)^N * i}{(i+1)^N - 1} \quad (4)$$

mit

- A Annuität in Landeswährung
- N Laufzeit in Jahren
- i Zinssatz in Prozent

Vernachlässigt man zunächst die individuelle Risikoaversion, so stellt die Differenz i_{Diff} aus dem aus Gleichung (4) berechneten optimalen Zinssatz \hat{i} und dem tatsächlichen realen Zinssatz i einen Indikator für einen unvollkommenen Kapitaleinsatz auf Mikroebene dar:

$$i_{Diff} = \hat{i} - i \quad (5)$$

Eine positive Zinsdifferenz zwischen \hat{i} und tatsächlichem realem Zinssatz i deutet darauf hin, dass die landwirtschaftlichen Betriebe tendenziell unterkapitalisiert sind. Eine negative Zinsdifferenz lässt darauf schließen, dass die landwirtschaftlichen Betriebe tendenziell überkapita-

⁴ Vgl. Fuss/McFadden (1987, 238)

⁵ Die Annuität spiegelt die Kapitalkosten (Zinsen und Tilgung) wieder.

lisiert sind. Eine Zinsdifferenz von Null würde den Optimalfall widerspiegeln, dass der tatsächliche reale Zinssatz dem Schattenpreis des Kapitals entspricht. Dieser Optimalfall ist in der Realität nicht zu erwarten, da man nicht davon ausgehen kann, dass selbst bei funktionsfähigen Kreditmärkten immer optimal investiert wird. Deshalb ist vielmehr die Verteilung der Zinsdifferenz über die einzelnen landwirtschaftlichen Unternehmen von Bedeutung.

Berücksichtigt man hingegen die Risikoaversion landwirtschaftlicher Betriebe, so folgt, dass sich eine systematische positive Abweichung des Optimalzinssatzes \hat{i} von dem zu zahlenden Realzinssatz i ergibt. Vereinfacht lässt sich die Risikoaversion mit Hilfe eines Risikoaufschlags λ messen, d.h. es gilt im mikroökonomischen Gleichgewicht:

$$\hat{i} = (1 + \lambda) i \quad (6)$$

Da die jeweilige Risikoaversion nicht bekannt ist, besteht die Möglichkeit, die Verteilung der Risikoaversion λ über die einzelnen Betriebe mit Hilfe einer Monte Carlo Simulation zu simulieren. Hierbei ist noch ein Störterm ε zu berücksichtigen, der beispielsweise witterungsbedingte Störungen einbezieht. Für den Realzinssatz i gilt:

$$i = \frac{\hat{i}}{(1 + \lambda)} \quad (7)$$

Durch das Einsetzen von Gleichung (7) in (5) und Berücksichtigung eines Störterms folgt:

$$i_{\text{diff}} = \hat{i} - \frac{\hat{i}}{(1 + \lambda)} + \varepsilon = \hat{i} \left(1 - \frac{1}{(1 + \lambda)}\right) + \varepsilon \quad (8)$$

Die Risikoaversion λ kann dabei bei der Simulation nur Werte größer oder gleich Null annehmen, da eine Risikoaversion zu einem Risikoaufschlag und nicht -abschlag führt. Der Störterm ε hingegen kann sowohl positive als auch negative Werte annehmen.

Auf diese Weise lässt sich die durchschnittliche Verteilung der Differenz zwischen \hat{i} und risikokorrigierten Zinsen unter der Annahme, dass keine Transaktionskosten oder asymmetrische Marktzugangsbarrieren bestehen, ableiten. Ein Vergleich der tatsächlichen empirischen Verteilung der Zinsdifferenz zwischen Optimalzinssatz \hat{i} und tatsächlichem Zins i mit der Verteilung aus der Monte Carlo Simulation ermöglicht, systematische Rückschlüsse auf vorherrschende Transaktionskosten und Marktzugangsbarrieren zu ziehen. Ein Problem bei der Anwendung dieser Methode ist jedoch, dass wir den durchschnittlichen und nicht den marginalen Zinssatz für unsere Berechnungen ansetzen. Dies führt zu einer leichten Unterschätzung des tatsächlichen realen marginalen Zinssatzes.

3 Schätzung der Produktionsfunktion

Für die Schätzung der Produktionsfunktion wurden die Wirtschaftsdaten von 464 landwirtschaftlichen Betrieben unterschiedlicher Rechtsformen aus den früheren Woiwodschaften Szczecin, Tarnów und Rzeszów genutzt. Die Stichprobe wurde 1999 durch das IAMO erhoben und enthält sowohl die Wirtschaftsdaten von Buchführungsbetrieben als auch von Betrieben ohne Buchführung.

Die Schätzung von Gleichung (2) liefert nicht signifikante Schätzer, während der F-Test auf eine Signifikanz der Gesamtregression hindeutet. Der R^2 -Wert liegt bei 0,75. Das Ergebnis deutet auf Multikollinearität der exogenen Variablen hin. Eine Korrelationsanalyse zeigt, dass die Produktionsfaktoren in sehr starkem Maße voneinander abhängig sind. Multikollinearität führt zwar zu unverzerrten Schätzern, die Varianz der Schätzer ist jedoch so groß, dass sie sehr weit vom tatsächlichen Wert entfernt liegen können. Berechnet man den Standardfehler

für das Wertgrenzprodukt des Kapitals, so zeigt sich, dass dieser relativ groß ist. Die meisten Betriebe haben einen Standardfehler zwischen 0,05 und 0,1.⁶

Brooks (2002, 192f) weist darauf hin, dass ein hoher Grad an Multikollinearität auch häufig mehr ein Datenproblem als ein Problem des Modells ist. Er schlägt deshalb vor, eine der kollinearen Variablen aus der Schätzung zu entfernen, die Anzahl der Beobachtungen zu erhöhen, oder die Multikollinearität zu ignorieren, wenn das Modell ansonsten adäquat ist. Die Anwendung des Modells auf Daten schleswig-holsteinischer Betriebe zeigt jedoch, dass das Modell als adäquat anzusehen ist und die Multikollinearität eher auf ein Problem der Datengrundlage zurückzuführen ist. Im folgenden wird deshalb die Multikollinearität in Kauf genommen.

4 Erzwingung von Konkavität

Die Konkavität der Produktionsfunktion lässt sich dadurch erzwingen, dass die Koeffizienten γ_{ij} der Hesseschen Matrix durch die Elemente der Cholesky-Zerlegung ersetzt werden. Die zu restringierende Matrix wird dabei folgendermaßen zerlegt:

$$D_{ij} = -KK' = - \begin{bmatrix} K_{11} & 0 & 0 & 0 \\ K_{21} & K_{22} & 0 & 0 \\ K_{31} & K_{32} & K_{33} & 0 \\ K_{41} & K_{42} & K_{43} & K_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} K_{11} & K_{21} & K_{31} & K_{41} \\ 0 & K_{22} & K_{32} & K_{42} \\ 0 & 0 & K_{33} & K_{43} \\ 0 & 0 & 0 & K_{44} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Somit gilt für die einzelnen Elemente von D:

$$D_{ij} = - \sum_{k=1}^j K_{jk} K_{ik} \quad \forall i \geq j \quad (10)$$

Die Koeffizienten γ_{ij} in der Gleichung (2) werden nun durch D_{ij} substituiert:

$$\gamma_{ij} = D_{ij} \quad (11)$$

Die nicht-linear Schätzung der modifizierten Gleichung (2) konvergiert jedoch nicht.

5 Zweistufige Minimum Distance Schätzung

Eine weitere Möglichkeit, die Konkavität zu erzwingen, ist eine zweistufige Minimum Distance Schätzung. Hierbei werden die Parameter in zwei Stufen geschätzt. Im ersten Schritt wird ein unrestringiertes Modell geschätzt. In einem zweiten Schritt werden dann die restringierten Koeffizienten, die die Konkavitätsbedingung erfüllen (siehe Gleichung (10)), mit Hilfe einer Minimum Distance Schätzung generiert (Vgl. Koebel 1998 und Koebel et al. 2003).

⁶ In der Literatur werden zwei statistische Verfahren genannt, die beim Vorliegen von Multikollinearität eingesetzt werden können: Die Hauptkomponentenanalyse (Principal Component Analysis) und die Ridge-Regression. Bei der Hauptkomponentenanalyse werden mit Hilfe der exogenen Variablen X hypothetische Variablen Z als Linearkombination der x_i konstruiert, die voneinander unabhängig sind. Der größte Nachteil der Hauptkomponentenanalyse ist, dass sich die einzelnen Komponenten häufig nicht sinnvoll durch die ursprünglichen exogenen Variablen erklären lassen (vgl. Cooper 1990, 19). Da wir mit unserer Schätzung das Wertgrenzprodukt des Kapitals ermitteln wollen, ist diese Methode zur Eindämmung der Multikollinearität somit ungeeignet. Die Ridge Regression ist eine weitere Möglichkeit, dem Multikollinearitätsproblem zu begegnen. Bei der Ridge Regression werden (leichte) Verzerrungen an den Regressionssschätzern vorgenommen, um ein besseres Regressionsoutput für die Schätzer zu erhalten. Dieses Vorgehen führt jedoch dazu, dass die Schätzer ebenfalls nicht mehr „blue“ sind, da man lediglich versucht, eine Eigenschaft der Schätzer zu verbessern, indem man eine andere Eigenschaft verschlechtert.

Anstelle der nicht restringierten Koeffizienten $\hat{\gamma}_{ij}$ sollen restringierte Koeffizienten $\hat{\gamma}_{ij}^0$ nach Gleichung (9) gefunden werden, die die Konkavitätsbedingung erfüllen und gleichzeitig sehr nah an den unrestringierten Koeffizienten $\hat{\gamma}_{ij}$ liegen. Die Minimum-Distance Schätzgleichung lautet:

$$\hat{\gamma}_{ij}^0 = \arg \min (\hat{\gamma}_{ij} - \gamma_{ij}^0(K))' [V(\hat{\gamma}_{ij})]^{-1} (\hat{\gamma}_{ij} - \gamma_{ij}^0(K)) \quad (12)$$

V ist hierbei die Varianz-Kovarianz-Matrix der nicht restringierten $\hat{\gamma}_{ij}$. Anhand Gleichung (12) werden die $\hat{\gamma}_{ij}^0$ generiert, indem die quadrierten gewichteten Differenzen zwischen $\hat{\gamma}_{ij}$ und γ_{ij}^0 minimiert werden. Der Ausdruck in der mittleren Klammer ist dabei als Gewichtungsfaktor zu interpretieren, der sicherstellt, dass die Koeffizienten, die geringere Standardfehler haben stärker gewichtet werden als die Koeffizienten mit größeren Standardfehlern.

6 Ermittlung der tatsächlichen Zinsdifferenz

Die Minimum-Distance-Schätzung führt zu Koeffizienten, die die Konkavitätsbedingung erfüllen. Nun lässt sich nach Gleichung (4) der Optimalzinssatz \hat{i} für jeden landwirtschaftlichen Betrieb ermitteln. Im Anschluss erfolgt dann die Berechnung der Zinsdifferenzen nach Gleichung (5). Ein Nachteil der Minimum Distance Schätzung ist, dass bei dieser Methode nicht die Standardfehler berechnet werden können. Die Verteilung der Zinsdifferenz zwischen dem \hat{i} und tatsächlichem realem Zinssatz i zeigt eine Tendenz zur Unterkapitalisierung, da der größte Teil der Beobachtungen im positiven Bereich liegt und somit der Schattenzinssatz des Kapitals über dem jeweilig gezahlten Realzinssatz liegt. Dies ist ein erstes Indiz eines Nachfrageüberschusses bei beschränktem Zugang zum Agrarkreditmarkt bzw. für erhöhte Risikoaversion. Aus diesem Ergebnis lässt sich jedoch noch nicht schließen, dass die Transaktionskosten die Ursache für einen beschränkten Marktzugang der Landwirte sind, da noch die Risikoaversion der Landwirte berücksichtigt werden muss, die eine systematische positive Abweichung des Optimalzinssatzes von dem zu zahlenden Realzinssatz ergibt. Da die Risikoaversion der Landwirte nicht bekannt ist, versuchen wir sie mit Hilfe eines Risikoaufschlages zu simulieren. Auf der Grundlage dieser Simulation lässt sich eine durchschnittliche Verteilung der Differenz zwischen \hat{i} und risikokorrigierten Zinsen unter der Annahme, dass keine Transaktionskosten oder asymmetrische Marktzugangsbarrieren bestehen, ableiten. Vergleicht man dann die tatsächliche empirische Verteilung mit der aus der Monte Carlo Simulation abgeleiteten Verteilung, so lassen sich schließlich aus diesem Vergleich systematische Rückschlüsse bezüglich der o.g. Transaktionskosten und Marktzugangsbarrieren ziehen. Die Kalkulation von Risikoaufschlägen wird in der Literatur kritisch gesehen: „Nachteilig ist [...] [bei der Kalkulation von Risikoauf- oder abschlägen], dass es keine sinnvoll begründbare Größe für die [Auf- oder] Abschläge gibt und – wichtiger – es nicht voraussehbar ist, welche Sicherheit mit dieser Auswahlregel erzeugt wird“ (Hanf 1991, 41f.). Wir wollen jedoch mit Hilfe der Simulation verschiedener Szenarien für Risikoaufschläge testen, ob selbst bei hoher Risikoaversion, d. h. hohen Risikoaufschlägen und einer großen positiven Zinsdifferenz zwischen Optimalzinssatz und gezahltem Realzinssatz, die Höhe der Transaktionskosten auf dem ländlichen Kreditmarkt einen weitaus größeren Einfluss hat und als die entscheidende Determinante der Kapitalausstattung der landwirtschaftlichen Unternehmen identifiziert werden kann.

7 Monte Carlo Simulation

Mit Hilfe einer Monte Carlo Simulation lässt sich eine hypothetische Verteilung der Zinsdifferenz auf dem polnischen Agrarkreditmarkt nach Gleichung (8) generieren. Hierbei wurde angenommen, dass der Störterm ε normalverteilt ist mit $E(\varepsilon) = 0$ und $\sigma^2(\varepsilon) = 0,025^2$ und so-

wohl positive als auch negative Werte annehmen kann. Für den Risikoaufschlag λ wurden verschiedene Szenarien durchgespielt.

8 Vergleich der tatsächlichen mit der simulierten Verteilung

Um die tatsächliche Verteilung der Zinsdifferenz zwischen Optimalzinssatz i und Realzinssatz i mit der durchschnittlichen simulierten Verteilung vergleichen zu können, werden die beiden Verteilungen zunächst in Größenklassen eingeteilt, wobei eine Größenklasse y jeweils zwei Prozentpunkte der Zinsdifferenz abdeckt (siehe Abbildung 1). Danach wird für jede Größenklasse y die Anzahl der Simulationen berechnet, bei der x Betriebe in der Größenklasse y sind und der Erwartungswert $E(x|y)$ für die Anzahl der Betriebe x in jeder Größenklasse y bestimmt (siehe Abbildung 2). Schließlich wird der quadrierte Abstand zwischen diesem Erwartungswert und den einzelnen Simulationen für jede Größenklasse y ermittelt und über die Größenklassen für jede Simulation aufsummiert und die Grenze des 95 %- Konfidenzintervalls für die Verteilung dieses Abstandes ermittelt. Zuletzt wird der quadrierte Abstand zwischen dem Erwartungswert und den Werten der tatsächlichen Verteilung analog ermittelt und überprüft, ob der jeweilige Abstand in Grenzen des 95 %- Konfidenzintervalls liegt. Liegt der Abstand der tatsächlichen Verteilung innerhalb des 95 %- Konfidenzintervalls der simulierten Verteilung der Zinsdifferenz, so kann davon ausgegangen werden, dass die simulierte Verteilung der Zinsdifferenz mit der tatsächlichen Zinsdifferenz übereinstimmt, anderenfalls wird von keiner Übereinstimmung ausgegangen (siehe Abbildung 3).

Abbildung 1 Beispiel für eine tatsächliche und simulierte Verteilung der Zinsdifferenz

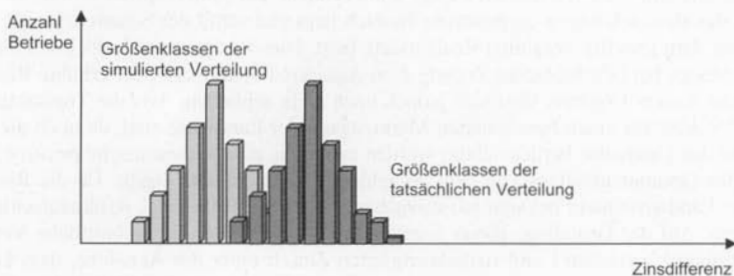
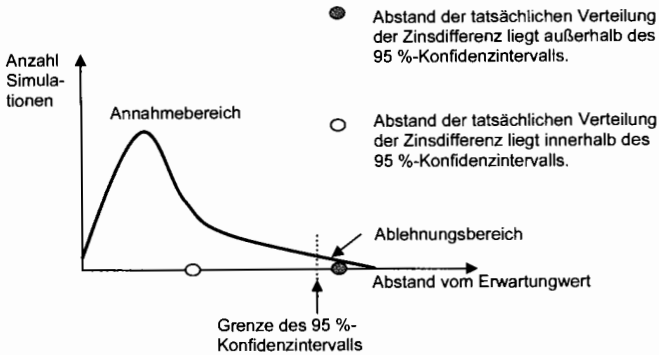


Abbildung 2 Verteilung der Simulationen in einer bestimmten Größenklasse



Abbildung 3 Prüfung, ob tatsächliche Verteilung der simulierten Verteilung entspricht



9 Ergebnisse

Bei den Schätzungen wurde jeweils davon ausgegangen, dass der Risikoaufschlag und die Störgröße normalverteilt sind und der Variationskoeffizient des Risikoaufschlages 0,1 beträgt. Um den Störterm zu simulieren, haben wir eine Standardabweichung von 0,025 angenommen. Für die polnischen Betriebe konnten wir feststellen, dass die Anpassung der simulierten Verteilung an die tatsächliche Verteilung mit steigendem λ immer besser wurde. Da die Anpassungsschritte mit steigendem λ immer kleiner wurden, strebte der Risikoaufschlag λ gegen unendlich. Dies bedeutet nach unserem Modellansatz, dass selbst, wenn wir für die polnischen Landwirte eine hohe Risikoaversion unterstellen würden, der Transaktionskosteneinfluss auf dem ländlichen Kreditmarkt einen weitaus größeren Einfluss hat und als die entscheidende Determinante der Kapitalausstattung der landwirtschaftlichen Unternehmen zu identifizieren ist. Für die schleswig-holsteinischen Testbetriebe konnten wir hingegen einen Risikoaufschlag von $\lambda = 3,0$ ermitteln.⁷

10 Schlussbetrachtung

Ziel unseres Beitrages war es, eine Methode zu entwickeln, mit der man den Einfluss von Transaktionskosten auf den ländlichen Kreditmarkt in Polen messen kann. Diese Methode wurde auf polnische Betriebsdaten und, um einen Vergleich zu einem Kreditmarkt zu haben, bei dem das institutionelle Umfeld verhältnismäßig gut entwickelt und die Transaktionskosten somit als verhältnismäßig niedrig einzustufen sind, auf Daten der schleswig-holsteinischen Testbetriebsstatistik angewandt. Bei der Simulation des Risikoaufschlages λ sind wir dabei

⁷ Um die Ergebnisse der Analyse der polnischen Betriebsdaten einordnen zu können, wurde die gleiche Schätzmethode auch auf Betriebsdaten des schleswig-holsteinischen Testbetriebsnetzes angewandt. Hierzu standen uns Daten von 721 Testbetrieben aus dem Wirtschaftsjahr 1999/2000 zur Verfügung. Bei der Erzwungung der Konkavität der Produktionsfunktion wurde ebenso wie bei den polnischen Betriebsdaten keine Konvergenz erzielt, so dass ebenfalls wieder die Minimum-Distance-Schätzung zum Einsatz kam. Die Schätzung des unrestringierten Modells ist für die schleswig-holsteinischen Betriebe wesentlich besser als für die polnischen Betriebe, fast alle Schätzer sind statistisch signifikant und der R^2 -Wert liegt bei 0,88. Auch der Standardfehler für das Wertgrenzprodukt des Kapitals ist mit Werten zwischen 0,01 und 0,05 wesentlich geringer als für die polnische Schätzung.

von einem multiplikativen Aufschlag auf den Realzinssatz i ausgegangen. Denkbar wären jedoch auch andere Formen der Berücksichtigung des Risikos, die u. U. unseren Modellansatz noch erweitern und optimieren könnten. Unsere Analysen bestätigen die Hypothese, dass die Hauptursache für die geringe Investitionstätigkeit in der polnischen Landwirtschaft in den auf dem Agrarkreditmarkt vorherrschenden hohen Transaktionskosten zu suchen ist. Ziel einer effizienten Agrarkreditpolitik sollte es deshalb sein, das institutionelle Umfeld des Agrarkreditmarktes zu verbessern, um die Transaktionskosten auf dem Agrarkreditmarkt zu senken.

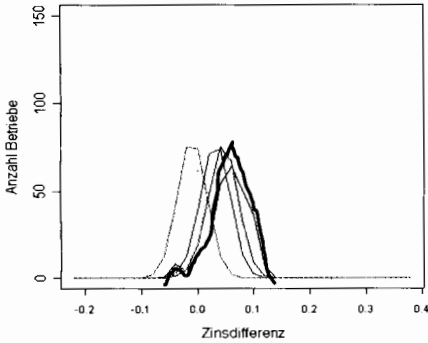
Literatur

- BROOKS, C. (2002): *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge, 2002.
- COOPER, J.C.B. (1990): *L.D.C. Secondary Market Debt Prices: A Principal Component Analysis*. Discussion Paper No. 10, Department of Economics, Glasgow College.
- FUSS, M. and D. MCFADDEN (1987): *Production Economics – A Dual Approach to Theory and Applications*. Volume I: the Theory of Production, Amsterdam 1987.
- HANF, C.-H. (1991): *Entscheidungslehre: Einführung in die Informationsbeschaffung, Planung und Entscheidung unter Unsicherheit*. 2. unveränderte Auflage, München, Wien, 1991.
- IERIĞŹ (1998): *Raporty Rynkowe, Rynek Srodków Produkcji i Usług dla Rolnictwa – Stan i Perspektywy 1998*.
- KOEBEL, B. (1998): *Test of Representative Firm Models: Results for German Manufacturing Industries*. *Journal of Productivity Analysis*, 10, 251-270.
- KOEBEL, B., M. FALK and F. LAISNEY (2000): *Imposing and Testing Curvature Conditions on a Box-Cox Cost Function*. ZEW Discussion Paper No. 00-70.
- KOESTER, U. (2001): *Agricultural Finance and Institutional Reforms in Transition Economies: The 1990s and Challenges Ahead*. In: *Quarterly Journal of International Agriculture* 40 (4). 301-323.
- MOOSBURGER, A., A. BALMANN und M. ODENING (1999): *Struktur- und Effizienzwirkungen der einzelbetrieblichen Investitionsförderung in Polen*, *Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.*, Vol. 35, pp. 360-365.
- PEDERSON, G. and T. KHITARISHVILI (1997): *Challenges of Agricultural and Rural Finance in CEE, NIS and Baltic Countries*. Working Paper WP 97-5, Center of International Food and Agricultural Policy, University of Minnesota.
- PETRICK, M. (2000): *Are Polish Farmer Credit Constrained? Theoretical Considerations and First Results of a Survey in Western Pomerania (Poland)*. Paper Presented at the International Scientific Conference "Regional Structural Transformation of Agriculture and Rural Areas with Regard to Poland's Integration with the EU", Krakow, Poland, 7.-8-12.2000.
- PUSLECKI, Z.W. (2000): *Polens Landwirtschaft zwischen Beharrung und EU-Beitritt*. In: *Welt-Trends – Zeitschrift für internationale Politik und vergleichende Studien*, Nr. 27, 95-107.

Anhang

Anhang 1 Tatsächliche und simulierte Verteilung der Zinsdifferenz für die polnischen Betriebe

tatsächliche und simulierte Verteilung



tatsächliche Verteilung (hervorgehoben)

simulierte Verteilung bei $\lambda = 0$

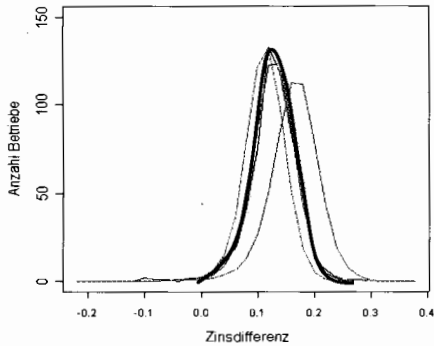
simulierte Verteilung bei $\lambda = 3$

simulierte Verteilung bei $\lambda = 20$

simulierte Verteilung bei $\lambda = 1000$

Anhang 2 Tatsächliche und simulierte Verteilung der Zinsdifferenz für die schleswig-holsteinischen Betriebe

tatsächliche und simulierte Verteilung



tatsächliche Verteilung (hervorgehoben)

simulierte Verteilung bei $\lambda = 2$

simulierte Verteilung bei $\lambda = 3$

simulierte Verteilung bei $\lambda = 4$

simulierte Verteilung bei $\lambda = 20$