

## Niscentransfer und Protoindustrie auf dem Prüfstand der statistischen Analyse: Determinanten kurzfristiger Heiratsschwankungen im Altkreis Tecklenburg, 1750-1870

Küpker, Markus

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Küpker, M. (2003). Niscentransfer und Protoindustrie auf dem Prüfstand der statistischen Analyse: Determinanten kurzfristiger Heiratsschwankungen im Altkreis Tecklenburg, 1750-1870. *Historical Social Research*, 28(3), 110-140. <https://doi.org/10.12759/hsr.28.2003.3.110-140>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY Lizenz (Namensnennung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>

### Terms of use:

This document is made available under a CC BY Licence (Attribution). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>

## Niscentransfer und Protoindustrie auf dem Prüfstand der statistischen Analyse: Deter- minanten kurzfristiger Heiratsschwankungen im Altkreis Tecklenburg, 1750-1870<sup>1</sup>

*Markus K pker\**

**Abstract:** The purpose of the present study was to analyse the impact of short-term fluctuations of economic variables (grain-prices and non-infant-deaths) on marriages in the 18 parishes of the Prussian Kreis Tecklenburg between 1850 and 1870. Current statistical methods based on combined time series and cross sectional analysis were chosen for this study and used in combination with different context variables. Contrary to the classical hypothesis of the proto-industrialization-concept, no evidence for a specific effect of protoindustry on marriage fluctuations has been identified. However fluctuations in grain-prices had a significant effect on nuptiality. This effect changed its direction from the 18<sup>th</sup> to the 19<sup>th</sup> century, and it depended on the quality of the agriculturally productive land, on the ratio of landowners in the population, and on the enclosures of the local commons. The last two context variables influenced the effect of non-infant-deaths on marriage fluctuation, too. In particular, a positive correlation between the landowner ratio and the relevance of a niche transfer within the family system was found.

---

<sup>1</sup> Der vorliegende Beitrag ist eine  berarbeitete Zusammenfassung der Ergebnisse meiner Dissertation an der Westfalischen Wilhelms-Universitat, M nster  ber die „Bev lkerungsentwicklung im Altkreis Tecklenburg im Kontext wirtschaftlichen Wandels, 1750-1850“, im folgenden zitiert als K pker, Bev lkerungsentwicklung. Tag der Promotion: 17.10.2002, Ver ffentlichung derzeit in Vorbereitung.

\* Address all communications to: Markus K pker, Grevener Str. 207, 48159 M nster; E-mail: Markus.Kuepker@t-online.de.

## Einleitung

Die Bevölkerung Tecklenburgs wuchs zwischen 1750 und 1840 um rund 77 Prozent. Im selben Zeitraum expandierte die deutsche Bevölkerung um ca. 92 Prozent. Das Bevölkerungswachstum war im Untersuchungsgebiet demnach zwar massiv, aber nicht außergewöhnlich. Tecklenburg hatte Teil an einem gesamtdeutschen und gesamteuropäischen säkularen Phänomen.

Dieses Phänomen der europäischen „Bevölkerungsexplosion“ wurde nicht nur von den Zeitgenossen, sondern auch von Historikern als krisenhafter Prozeß, als Katastrophengeschichte gedeutet und beschrieben. Die verschiedenen Erklärungsversuche des Bevölkerungswachstums kreisen dabei im Kern um Modelle eines gestörten Gleichgewichts zwischen Menschenzahl und Ressourcen, wobei sie der Bevölkerung zumeist den passiven Part zuweisen, insoweit, als sie einem Anpassungsdruck an die Ressourcen unterliegt. Den Mechanismen einer solchen Anpassung bzw. den Ursachen einer fehlenden Anpassung galt – und gilt bis heute – das besondere Augenmerk. Nicht zuletzt geht es dabei um die – nicht selten wenig rational geführte – Diskussion der Möglichkeit und Notwendigkeit einer Steuerung des Bevölkerungsprozesses.

Schaut man diesbezüglich auf die historisch-demographischen Forschungsbemühungen in Deutschland, dann zeigt sich, daß hier in Bezug auf das Analyseinstrumentarium seit der Mitte des 20. Jahrhunderts andere Wege beschritten wurden, als dies international der Fall war. Insbesondere im angelsächsischen Raum seit den 1970er Jahren entwickelte quantitative Untersuchungsverfahren wurden hierzulande wenig rezipiert. Abgesehen davon, daß Studien zur demographischen Entwicklung im vorindustriellen Deutschland derzeit selten sind, wurden ältere Konzepte zur Bevölkerungsentwicklung bislang kaum weiterentwickelt und einer kritischen empirischen Überprüfung zugänglich gemacht.<sup>2</sup>

Vor diesem Hintergrund erscheint es lohnend, im folgenden demographisches Quellenmaterial aus den Kirchspielen des Altkreises Tecklenburg für den Zeitraum 1750-1870 mit neueren quantitativen Analyseverfahren zu konfrontieren, zumal auch die demographische Entwicklung dieses Gebietes in der Forschungsliteratur bisher überwiegend als Katastrophengeschichte beschrieben worden ist.<sup>3</sup>

---

<sup>2</sup> Zu den Ausnahmen gehören G. Fertig, *Marriage and economy in rural Westphalia, 1750-1870: A time series and cross sectional analysis*, in: I. Devos / L. Kennedy (Hg.), *Marriage and rural economy: Western Europe since 1400*, Turnhout 1999, S. 243-271; ders.: *Die Struktur des Raumes im 18. und 19. Jahrhundert: Bevölkerung und Demographischer Wandel*, in: K.-P. Ellerbrock und T. Bessler-Worbs (Hg.), *Wirtschaft und Gesellschaft im süd-östlichen Westfalen. Die IHK zu Arnsberg und ihr Wirtschaftsraum im 19. und 20. Jahrhundert*, Dortmund 2001, S. 48-82. R. Gehrman, *Bevölkerungsgeschichte Norddeutschlands zwischen Aufklärung und Vormärz*, Berlin 2000.

<sup>3</sup> S. v. a. das Standardwerk von A. Gladen, *Der Kreis Tecklenburg an der Schwelle des Zeitalters der Industrialisierung*, Diss. Bochum 1970, Münster 1970. Ferner: H. Oberpen-

Der vorliegende Beitrag konzentriert sich dabei auf die kurzfristigen Schwankungen der Eheschließungen im Untersuchungsgebiet, die vor dem Hintergrund bestehender Interpretationsansätze, insbesondere der Protoindustrialisierungstheorie und der Vorstellung eines „Stellenmechanismus“, mit quantitativen Methoden untersucht werden.

## Das Untersuchungsgebiet

Der Kreis Tecklenburg, einer der nördlichsten Kreise der Provinz Westfalen, wurde 1815 im Zuge der preußischen Gebietsreform nach den Befreiungskriegen als Verwaltungseinheit aus den Gemeinden der ehemaligen Grafschaft Tecklenburg, der Obergrafschaft Lingen sowie der Herrschaft Bevergern gebildet.<sup>4</sup> 1857 umfaßte der Kreis 22 Gemeinden, wobei die Gemeinde Halverde bis in das 19. Jahrhundert hinein eine Bauerschaft Reckes war und in der späteren Analyse zu letzterem Gebiet gerechnet wird. Ebenso war bei der Quellenerhebung eine Unterscheidung der Stadt- und Landgemeinden im Falle Ibbenbürens, Lengerichs und Westerkappelns nicht möglich, so daß sich das Untersuchungsgebiet aus insgesamt 18 Teileinheiten zusammensetzt (Karte 1).

Die besonderen Merkmale des hier untersuchten Kreises bestanden zum einen in seiner konfessionellen und wirtschaftlichen Heterogenität, zum anderen in seiner wirtschaftlichen Entwicklung: Die Gemeinden der ehemaligen Grafschaft Tecklenburg waren um 1816 zu weit über 90 Prozent evangelisch reformiert, die Obergrafschaft Lingen war gemischt-konfessionell mit einem deutlichen Schwergewicht (ca. 83 %) bei den Katholiken und die Herrschaft Bevergern war schließlich, durch die lange Zugehörigkeit zum Fürstbistum Münster geprägt, nahezu rein katholisch.

In wirtschaftlicher Hinsicht und in Bezug auf Einkommensmöglichkeiten außerhalb der Landwirtschaft ist eine Dreiteilung des Untersuchungsgebietes festzustellen, die sich bis in das 19. Jahrhundert nachvollziehen läßt.<sup>5</sup>

Im Osten, überwiegend in der Grafschaft Tecklenburg, bot das protoindustrielle Leinengewerbe eine Nebenerwerbsmöglichkeit. Hier wurde in Heimar-

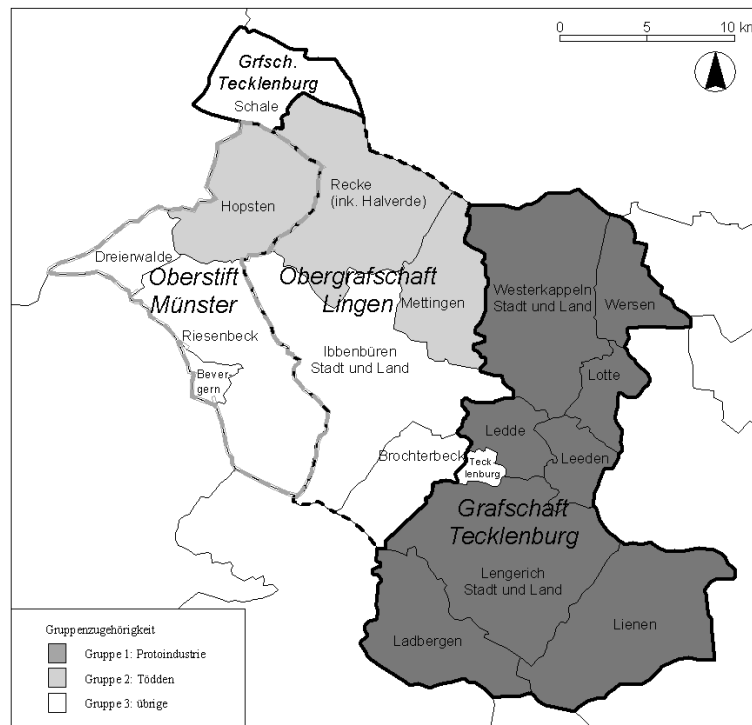
---

ning, Migration und Fernhandel im „Tödden-System“. Wanderhändler aus dem nördlichen Münsterland im mittleren und nördlichen Europa, Diss. Osnabrück 1996.

<sup>4</sup> Vgl. Karte 1. Die Grafschaften Lingen und Tecklenburg gelangten 1702 und 1707 in preußischen Besitz und wurden ab 1722 gemeinsam verwaltet. 1803 wurde die Herrschaft Bevergern nach einer rund 400jährigen Zugehörigkeit zum Fürstbistum Münster Preußen zugeschlagen. Bei der Schaffung des Tecklenburger Kreises wurden die Gemeinden Ladbergen (bis 1832) und Lienen (bis 1857) zunächst den Kreisen Münster bzw. Warendorf zugeordnet und anschließend in den Kreis Tecklenburg eingegliedert. Vgl. Küpker, Bevölkerungsentwicklung, S. 20-27, mit Angaben zur umfangreichen Literatur über die Territorialgeschichte.

<sup>5</sup> Zur Entwicklung der einzelnen Nebenerwerbszweige sowie der Landwirtschaft s. Küpker, Bevölkerungsentwicklung, S. 68-293.

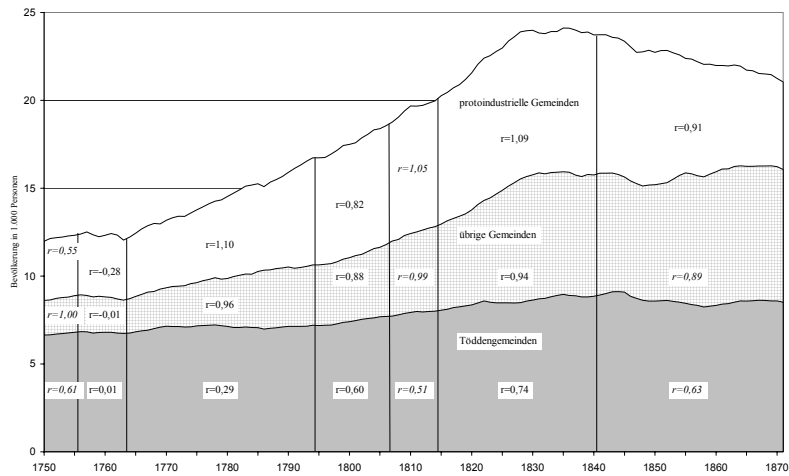
Karte 1: Das Untersuchungsgebiet ab 1857, seine territoriale Gliederung im 18. Jhd. sowie die Gruppenzugehörigkeit der Kirchspiele nach der Nebenerwerbsart



Kartographische Vorlage: S. Reekers, Gemeindegrenzen 1897, Beilage zu: Westfälische Forschungen 26 (1974). Zur Bildung der Kirchspielgruppen s. Küpker, Bevölkerungsentwicklung, S. 296. Für die Digitalisierung der Gemeindegrenzen danke ich Anja Appel.

beit unter Ausnutzung der saisonalen Arbeitsflauten in der Landwirtschaft das sogenannte Löwendleinen, ein grobes Hanfleinen, für ausländische, vorwiegend überseeische Märkte produziert. Dieses Gebiet zählte mit dem Osnabrücker und Ravensberger Raum zur Kernregion der westfälischen Leinenproduktion. Die Gemeinden Hopsten, Recke und Mettingen bildeten dagegen das Zentrum eines von Nordwesteuropa über Skandinavien bis zum Baltikum reichenden Wanderhandelssystems. Die genannten Dörfer waren die Heimat einer Vielzahl von Fernhändlern, den sogenannten Tödden, die 9-11 Monate im Jahr im Hausierhandel protoindustrielle Waren – überwiegend Feinleinen und Kleineisenwaren – verkauften.

Abbildung 1: Absolutes Bevölkerungswachstum nach Gruppen, 1750-1871



Quellen und Anmerkungen: Küpker, Bevölkerungsentwicklung, S. 299; r: mittlere Rate des Geborenenüberschusses (in %) für die durch senkrechte Linien begrenzten Zeitabschnitte. Kursiv dargestellte Raten basieren auf lückenhaften Daten.

Eine dritte Möglichkeit zum Nebenerwerb bot schließlich die Saisonarbeit in den Niederlanden. Zwischen Aussaat und Ernte zog jedes Jahr ein Heer von Arbeitern aus den westlichen Gemeinden Tecklenburgs nach Holland, um sich hauptsächlich durch Grasmähen oder Torfstechen ein Zubrot zu verdienen.

Landwirtschaftlich und im westfälischen Kontext gesehen gehörte der Kreis Tecklenburg zum sog. Sandmünsterland, das durch unfruchtbare Böden und hohe Heidenanteile gekennzeichnet war. Innerhalb Tecklenburgs bestand jedoch ein deutliches Gefälle in Bezug auf die Bodenqualitäten und Nutzflächenausstattung: Während der östliche Teil des Kreises über eine landwirtschaftliche Basis verfügte, die im westfälischen Vergleich von mittlerer Qualität war, gehörten die westlichen Kirchspiele zu den ertragsärmsten Westfalens.

In Bezug auf die wirtschaftliche Entwicklung ist für Tecklenburg markant, daß alle drei genannten Nebenerwerbsmöglichkeiten – Leinengewerbe, Wanderhandel und Hollandgang – bis zur Mitte des 19. Jahrhunderts nahezu vollständig verschwanden. Um die Mitte des 19. Jahrhunderts war die Landwirtschaft stärker als zuvor die Haupteinkommensquelle der ländlichen Bevölkerung. Industrialisierungsansätze boten sich hier im wesentlichen nur im Steinkohlenbergbau, der darüber hinaus seinen Aufschwung zum prägenden Erwerbszweig der Region erst mit dem Anschluß des Tecklenburger Kreises an das preußische Eisenbahnnetz ab 1856 erlebte. Reagrarisierung und – mit Bezug auf das protoindustrielle Leinengewerbe – Deindustrialisierung sind also die zentralen Begriffe zur Beschreibung der wirtschaftlichen Entwicklung.

Vor dem Hintergrund dieses wirtschaftlichen Strukturwandels verlief das Bevölkerungswachstum in den Teilgebieten des Kreises recht unterschiedlich. Teilt man die Kirchspiele je nach vorherrschendem Nebenerwerbszweig in Teilgebiete ein, so zeigt sich, daß die Bevölkerung in den Wanderhandelszentren nur sehr langsam expandierte, während das Wachstum in der Mischgruppe der „übrigen Kirchspiele“, in welcher der Hollandgang eine größere Bedeutung besaß, nur wenig hinter demjenigen in den protoindustriellen Gemeinden zurückblieb (Abbildung 1).

## Forschungslage

Die Forschungsliteratur zum Thema Protoindustrie sowie zur traditionellen Bevölkerungsweise bzw. zum Nischentransfer ist außerordentlich umfangreich und kann daher lediglich im Hinblick auf die für die spätere Analyse relevanten Hypothesen skizziert werden.<sup>6</sup>

Rudolf Braun und nach ihm andere haben postuliert, daß protoindustrielle Einkommen die Gründung neuer Haushalte ohne landwirtschaftliche Subsistenzbasis erlaubten.<sup>7</sup> Dies habe zu einem Aufbrechen des traditionellen „Europäischen Heiratsmusters“<sup>8</sup> bzw. der „Eisernen Kette“ zwischen Erbschaft und Reproduktion und damit der entscheidenden Kontrollmechanismen geführt, die bis dahin im Sinne eines „preventive check“ bremsend auf das Bevölkerungswachstum einwirkten und es auf die wirtschaftlichen Ressourcen abstimmten. Nach dieser Sichtweise waren die Heirats- und Reproduktionschancen in der traditionellen ländlichen Gesellschaft an den Besitz einer meist landwirtschaftlichen oder handwerklichen Stelle gekoppelt, die in der Regel im Erbgang weitergegeben wurde, was wiederum zu späten Heiraten und in Anerbengebieten zu hohen Ledigenquoten führte („soziale Sterilisierung“). Das im Zuge des protoindustriellen Wachstums entstandene nichtagrarische Beschäftigungsan-

---

<sup>6</sup> Einen guten Überblick zum Thema Protoindustrie liefert der Band von S. C. Ogilvie / M. Cerman (Hg.), *European proto-industrialization*, Cambridge 1996, insbesondere die Beiträge der Herausgeber, *The theories of proto-industrialization*, S. 1-11 sowie *Proto-industrialization, economic development and social change in early modern Europe*, S. 227-239. Zum klassischen Stellenmechanismus siehe C. Tilly / R. Tilly, *Agenda for European Economic History in the 1970s*, in: *Journal of Economic History* 31 (1971), S. 184-198. J. Ehmer, *Heiratsverhalten, Sozialstruktur, ökonomischer Wandel. England und Europa in der Formationsperiode des Kapitalismus*, Göttingen 1991. Zur Kritik siehe auch die Beiträge zur historischen Sozialforschung, H. 3/2000: *Bevölkerung und Industrialisierung: Zur Frage des demographischen Übergangs*. Darin insbesondere den Beitrag von G. Fertig, *Demographische Autoregulation in vorindustriellen Bevölkerungen*, S. 93-98.

<sup>7</sup> R. Braun, *Industrialisierung und Volksleben: Die Veränderungen der Lebensformen in einem ländlichen Industriegebiet vor 1800 (Zürcher Oberland)*, Erlenbach/Zürich 1960, S. 42-43.

<sup>8</sup> J. Hajnal, *European Marriage Patterns in Perspective*, in: D. V. Glass und D. E. C. Eversley (Hg.): *Population in History: Essays in Historical Demography*, London 1965, S. 101-143.

gebot ermöglichte nun demgegenüber eine frühe Heirat. Unter der Annahme einer hohen und nicht variablen „natürlichen Fruchtbarkeit“ hatte dies eine Zunahme der Geburten und damit ein rasches Wachstum der Bevölkerung zur Folge. Das zentrale Scharnier zwischen Protoindustrie und demographischer Entwicklung ist nach dieser Argumentation die Nuptialität und mit etwas Abstand die Fertilität.

Auf der Basis seiner Arbeiten zum flandrischen Leinengewerbe prägte Franklin Mendels erstmals den Begriff der „Protoindustrie“ und formulierte eine Hypothese hinsichtlich des demo-ökonomischen Zusammenhangs in protoindustriellen Gebieten, die in der Folgezeit vielfach diskutiert wurde: Mendels sah das Heiratsverhalten in den landarmen Bevölkerungsschichten vor allem durch die Schwankungen der protoindustriellen Reallöhne bestimmt, d.h. durch die kurzfristige Entwicklung der *Terms of Trade*, ausgedrückt in der Relation der Preise protoindustrieller Güter zu den Lebensmittelpreisen bzw. Getreidepreisen.<sup>9</sup> Er erwartete hier grundsätzlich einen positiven Einfluß der *Terms of Trade* auf die Nuptialität und die Fertilität, d.h. eine Zunahme der Eheschließungen und Geburtenzahlen bei steigenden relativen Einkommen. Dieser Zusammenhang sei aber nur bei expandierender protoindustrieller Konjunktur gegeben. Mendels und später Medick betonten die Irreversibilität dieses Vorgangs: In Zeiten kontraktierender protoindustrieller Märkte sei die Zahl der Eheschließungen und Geburten nicht zurückgegangen, sondern von den *Terms of Trade* unbeeinflusst gewesen. Das demo-ökonomische System der Protoindustrie habe sich daher gleichsam zur demographischen Falle entwickelt.<sup>10</sup>

Mendels operationalisierte seine Theorie in zwei ähnlich aufgebauten statistischen Modellen zur Nuptialität und Fertilität und führte damit als einer der ersten statistische Verfahren zur Analyse kurzfristiger Schwankungen in demographischen Reihen in die moderne Wirtschafts- und Sozialgeschichte ein. Seither hat es nur wenige Versuche gegeben, diese klassischen Modelle zu replizieren, die im Ergebnis sehr unterschiedlich waren und vor allem keinen statistischen Nachweis der Hypothese von der Irreversibilität des Wachstumsprozesses erbrachten.<sup>11</sup> Insgesamt stellen Replikationsversuche der Mendelschen Modelle immer noch ein Desiderat dar. Das Mendelsche Heiratsmodell

---

<sup>9</sup> F. Mendels, *Industrialization and population pressure in eighteenth-century Flanders*, Diss. 1969, New York 1981. S. a. ders., *Proto-industrialization: the first phase of the industrialization process*, in: *Journal of Economic History* 32 (1972), S. 241-261.

<sup>10</sup> Siehe vor allem Medick in P. Kriedte / H. Medick / J. Schlumbohm, *Industrialisierung vor der Industrialisierung. Gewerbliche Warenproduktion auf dem Land in der Formationsperiode des Kapitalismus*, Göttingen 1977.

<sup>11</sup> Vgl. G. Hohorst, *Wirtschaftswachstum und Bevölkerungsentwicklung in Preussen 1816-1914. Zur Frage demo-ökonomischer Zusammenhänge*, Diss. Münster, Bielefeld, New - York 1977, S. 209-227; U. Pfister, *Die Zürcher Fabriques. Protoindustrielles Wachstum vom 16. zum 18. Jahrhundert*, Zürich 1992, S. 482-489.



wird in diesem Beitrag der Ausgangspunkt für die Analyse des Heiratsverhaltens der Tecklenburger Bevölkerung sein.

## Quellen

Die wichtigste Quellenbasis der nachfolgenden Analyse bildete die Erhebung der Heirats- und Sterbedaten der Tecklenburger Bevölkerung. Nach dem Vorbild der Population History of England<sup>12</sup> wurden für jedes Kirchspiel im Kreis Tecklenburg die Zahl der Eheschließungen und der Sterbefälle monatsweise ausgezählt.<sup>13</sup> Die in Strichlisten geführten Auszählungen wurden danach in Excel-Tabellen übertragen. Für die Berechnungen im vorliegenden Beitrag wurden die Heirats- und Sterbedaten jahresweise zusammengefaßt.

Ein weiterer wichtiger und sehr umfangreicher Datenbestand wurde aus der Erfassung der Güterverzeichnisse um 1830 und der Güterauszüge um 1865 gebildet.<sup>14</sup> Diese Quellen entstanden im Zuge der preußischen Katastralabschätzung 1822-1835 und der Grundsteuerregelung der 1860er Jahre. Es handelt sich dabei um Auszüge aus den Katastern der einzelnen Gemeinden, in denen der Grundbesitz und die Gebäude in der jeweiligen Gemeinde nach Besitzern aufgeführt sind. Der Wert der Quellen liegt vor allem darin, daß sie in zwei Querschnitten detailliert aufführen, wer wieviel Land in einer Gemeinde besaß und wie hoch der (Steuer-)wert dieses Besitzes war. In einer Gesamterhebung für beide Querschnitte wurden alle Besitzer namentlich, ihr Besitz (Flächen und steuerbare Reinerträge) summarisch in Excel-Tabellen erfaßt und aufwendig bearbeitet. Insbesondere ließen sich aus diesen Daten Anhaltspunkte über die Entwicklung sozialer Ungleichheit – verstanden als Besitzungleichheit – gewinnen. Im vorliegenden Beitrag waren diese Daten die Grundlage für die Bildung von Querschnittsvariablen zur Entwicklung der Markenflächen und der Besitzerdichte zwischen 1830 und 1865.

Ergänzend zu den Daten aus den Güterverzeichnissen und Güterauszügen wurden gemeindeweise Angaben über die durchschnittlichen steuerbaren Reinerträge pro Morgen landwirtschaftlicher Nutzfläche um 1830 herangezogen, ein Quellenbestand, der seine Entstehung ebenfalls der Katastralabschätzung

---

<sup>12</sup> E. A. Wrigley / R. S. Schofield, *The Population History of England, 1541-1871. A reconstruction*, London 1981.

<sup>13</sup> Eine detaillierte Beschreibung des Erhebungsverfahrens sowie eine Charakterisierung der Kirchenbücher findet sich in Küpker, *Bevölkerungsentwicklung*, S. 34-48. Dort sind auch die jahresweisen Daten im Anhang, S. 562-576, aufgeführt.

<sup>14</sup> Für eine detaillierte Beschreibung der Quellen und des Erhebungsverfahrens s. ebd., S. 57f. u. 59-67. Im Anhang, S. 532-549 sind die Daten zu den Bodennutzungen und durchschnittlichen steuerbaren Reinerträgen aufgeführt. S. a. W. Müller-Wille, *Die Akten der Katastralabschätzung 1822-35 und der Grundsteuerregelung 1861-65 in ihrer Bedeutung für die Landesforschung in Westfalen*, in: *Westfälische Forschungen* 3 (1940), S. 48-64.

von 1822-1835 verdankt.<sup>15</sup> Schließlich waren für die statistischen Berechnungen geschlossene Leinen- und Getreidepreisreihen (Roggen, Kartoffeln) erforderlich.

Im Falle der Leinenpreise fanden sich für Tecklenburg nur sehr lückenhafte Angaben für das 19. Jahrhundert, während die Preise von 1750 bis 1796 durchgängig vorhanden waren.<sup>16</sup> Die Lücken wurden durch das Hinzuziehen anderer Textilreihen aufgefüllt.<sup>17</sup> Ebenso war keine lückenlose Reihe Tecklenburger Roggenpreise vorhanden. Auch hier wurde zum Auffüllen der Lücken auf Getreidepreisreihen anderer Regionen zurückgegriffen. Dagegen lag eine geschlossene Reihe Tecklenburger Kartoffelpreise für die Jahre 1816-1867 vor.<sup>18</sup>

## Methoden

Die Analyse kurzfristiger Schwankungen von Heirats- und Geburtenhäufigkeiten mit Hilfe der Regressionsanalyse ist – wie bereits angesprochen – von Franklin Mendels in die moderne Wirtschafts- und Sozialgeschichte eingeführt worden. Nach ihm haben andere Forscher seine Herangehensweise weiter verfeinert. Maßgebliche Vorbilder für die gewählten Verfahren in diesem Beitrag waren die Arbeiten von Lee, Weir und Fertig.<sup>19</sup>

Insbesondere wird in den späteren Analysen das von Lee eingeführte Verfahren der Kalkulation kumulativer Elastizitäten im Zuge sogenannter *distributed lag regressions* verwendet. Dies bedeutet zunächst, daß alle Zeitreihen in Verhältnis zu ihrem zentrierten elfgliedrigen gleitenden Mittelwert gesetzt wurden:

$$Z_t^* = 11 \times Z_t + \sum_{i=-5}^5 Z_{t+i} \quad (1)$$

$Z_t$  bezeichnet dabei eine beliebige Variable zum Zeitpunkt  $t$ ,  $Z_t^*$  die transformierte Variable. Dieses Verfahren hat mehrere Vorteile:

Zum einen wird das Niveau, auf dem sich die Schwankungen bewegen, berücksichtigt. Gleichzeitig werden alle Reihen in dimensionslose Werte transformiert. Auf diese Weise wird die Interpretation von Modellen erleichtert, die

---

<sup>15</sup> S. o., Fn. 14.

<sup>16</sup> Küpker, Bevölkerungsentwicklung, S. 345. S. a. S. 506-528.

<sup>17</sup> Berücksichtigt wurden dabei Hamburger Hanfpreise sowie Preisreihen aus den benachbarten Leinenregionen Osnabrück und Minden-Ravensberg. Zum Verfahren und zur Herkunft der Reihen s. ebd., S. 530f.

<sup>18</sup> Amtsblätter der Königlichen Regierung zu Münster, 1816-1858 sowie StAM, Oberpräsidium Münster, Nr. 352, Bd. 8-10. Es handelt sich um Oktober- bzw. Martinipreise.

<sup>19</sup> R. Lee, Short-term variation: vital rates, prices, and weather, in: Wrigley/Schofield, Population History, S. 356-401; D. Weir, Life under pressure: France and England 1670-1870, in: Journal of Economic History 53 (1984), S. 27-47; G. Fertig, Marriage; ders., Struktur, S. 67-76.

Variablen von ursprünglich unterschiedlichen Dimensionen enthalten (z.B. Leinenpreise in Silbergroschen pro Elle; Roggenpreis in Reichstalem pro Berliner Scheffel etc.). Im Endeffekt ermöglicht dies die ökonometrische Interpretation der gewonnenen Koeffizienten als Elastizitäten, d.h. die prozentuale Veränderung der abhängigen Variable – in diesem Beitrag: der kurzfristigen Heiratsschwankungen – in Reaktion auf prozentuale Veränderungen der Determinanten.

Neben dem Trendbereinigungsverfahren ist die Berücksichtigung mehrerer Zeitabstände (Lags) der unabhängigen Variablen bei der Modellbildung charakteristisch. Da die Variablen nach obigem Verfahren transformiert wurden, können die Regressionskoeffizienten eines Prädiktors über mehrere Lags hinweg addiert werden (kumulative Elastizitäten). Auf diese Weise ist es möglich, den Einfluß eines Prädiktors über mehrere Zeitpunkte (Jahre) hinweg zu beurteilen.

Basierend auf diesem grundsätzlichen Verfahren der *distributed lag regressions* wurden die methodischen Grundlagen noch in mehrfacher Hinsicht vor der eigentlichen Modellbildung erweitert.<sup>20</sup>

1. *Datendesign*: Für die Berechnungen wurden alle zugrundeliegenden Daten bei allen späteren Modellen *gepoolt*. D. h. die Variablen-Sets von je 18 Variablen zu einem demographischen Ereignis – die Heiraten und Sterbefälle in den 18 Kirchspielen – wurden zu je einer Variable zusammengefaßt, indem alle Daten, zuerst nach Kirchspielen, dann nach Jahr sortiert, untereinander geschrieben wurden. Die übrigen, nicht auf die Kirchspiele bezogenen Zeitreihen, d.h. die Leinen- und Getreidepreise, wurden je 18mal untereinander gesetzt. Ein solches Vorgehen hat im wesentlichen zwei Vorteile: a) Anstatt 18 Regressionen – eine pro Kirchspiel – nach *einem* Modell zu rechnen, was die Präsentation der Ergebnisse vor allem bei mehreren Modellen sehr umfangreich und unübersichtlich macht, kann auf der Grundlage gepoolter Daten ein theoretisches Modell mit *einer* Regression umgesetzt werden. b) Darüber hinaus stehen durch die Bündelung aller Fälle wesentlich mehr Freiheitsgrade zur Verfügung, die es erlauben, eine größere Zahl unabhängiger Variablen in die Analyse einzubeziehen. Dies ist vor allem im Hinblick auf die Kombination von *distributed lag*-Verfahren mit Interaktionsmodellen relevant.

2. *Interaktionen*: In den verschiedenen Modellen wird es nicht nur um den Effekt der einzelnen unabhängigen Variablen auf die abhängige Variable gehen, sondern auch um den kombinierten Effekt, den Interaktionseffekt, zweier Prädiktoren. Dabei wird in der Regel eine Zeitreihenvariable mit einer Querschnittsvariablen oder einem Dummy interagiert, d.h. multipliziert. Bei den Dummies handelt es sich um die Variablen *PRO* (protoindustrielle Kirchspiele), *TÖD* (Tödden) und *RES* (übrige Kirchspiele) für die jeweilige Gruppenzugehörigkeit, d.h. beispielsweise: alle Fälle aller protoindustriellen Kirchspiele besit-

---

<sup>20</sup> S. zum folgenden vor allem Fertig, Marriage, S. 246f

zen in der Variablen *PRO* die Ausprägung 1, in den übrigen Dummies die Ausprägung 0. Auf diese Weise lassen sich gruppenspezifische Effekte der Prädiktoren auf die unabhängige Variable eruieren. Die Querschnittsvariablen – Umfang der Markenteilungen, durchschnittliche Reinerträge um 1830 sowie die Besitzerdichte um 1865 – stammen dagegen aus unterschiedlichen Bereichen und beinhalten keine dichotomisierten Informationen (z.B. protoindustriell: ja/nein bzw. 1/0), sondern metrische Daten in unterschiedlichen Dimensionen (z.B. steuerbarer Reinertrag pro Kopf der Bevölkerung 1831 in Reichstalern; Besitzer pro Kopf der Bevölkerung 1865 etc.). Aus diesem Grund wurde für die Querschnittsvariablen eine Transformation vorgenommen.

3. *Transformationen*: Neben der eingangs beschriebenen Umformung der Zeitreihen waren aus unterschiedlichen Gründen die Transformationen weiterer Variablen notwendig. Betroffen davon waren, wie soeben angesprochen, die Querschnittsvariablen, darüber hinaus aber auch die Dimension Zeit sowie die Sterblichkeitsvariable. Die Transformation der Querschnittsvariablen erfolgte nach folgendem, von Georg Fertig entwickelten Verfahren:<sup>21</sup>

$$x_i^{**} = (x_i - \min(x)) \div (\max(x) - \min(x)) \quad (2)$$

$x_i^{**}$  bezeichnet den transformierten Wert der Querschnittsvariablen für das Kirchspiel  $i$ ,  $x_i$  ihren absoluten Wert für das Kirchspiel  $i$ ,  $\min(x)$  den niedrigsten,  $\max(x)$  den höchsten Wert. Die Transformation erleichtert die Interpretation der Effekte der Querschnittsvariablen, indem sie deren unterschiedliche Dimensionen eliminiert und die Ausprägungen auf einen Wertebereich zwischen 0 (Minimum) und 1 (Maximum) beschränkt. So werden die Interaktionseffekte mit den Querschnittsvariablen in ähnlicher Weise interpretierbar wie diejenigen der Dummy-Variablen, indem überprüft wird, ob und in welcher Stärke und Richtung ein signifikanter Effekt bei maximaler Ausprägung der Querschnittsvariablen (=1) vorhanden ist.

Analog dazu erfolgte eine Umformung der Variable *Jahr* in die Variable *ZEIT*<sup>\*\*</sup> auf einen Wertebereich zwischen 0 (= Minimum = erstes Jahr des analysierten Zeitraums) und 1 (= Maximum = letztes Jahr des analysierten Zeitraums). Dieses Verfahren wurde ebenfalls von Georg Fertig eingeführt und von mir übernommen.<sup>22</sup> Es ermöglicht Aussagen darüber, ob sich der Effekt der mit *ZEIT*<sup>\*\*</sup> interagierten Variablen im beobachteten Zeitraum signifikant veränderte.

Eine dritte Transformationsmethode betraf ausschließlich die rohen Sterblichkeitsvariablen. Sie erfolgte vor der Trendbereinigung nach Formel 1 und der Bildung eines gepoolten Datensets und diente zur Quantifizierung der Erwachsenensterblichkeit bzw. der Nicht-Säuglingssterblichkeit aus den Varia-

---

<sup>21</sup> Ebd., S. 246.

<sup>22</sup> Ebd., S. 255f.

blen der Gesamtsterblichkeit.<sup>23</sup> Da in vorindustriellen Gesellschaften die Säuglingssterblichkeit sehr hoch war und die Zahl der Sterbefälle daher erheblich durch die Geburtenhäufigkeiten beeinflusst wurde, war es notwendig, die Mortalität um den Einfluß der Säuglingssterblichkeit zu bereinigen. Dazu wurde auf eine erprobte und von David Weir entwickelte Methode zurückgegriffen.<sup>24</sup>

$$TE_t = T_t - (STR_d \times (S \times G_t + (1 - S) \times G_{t-1})) \quad (3)$$

$TE_t$  bezeichnet die Nicht-Säuglings-Sterbefälle im Jahr  $t$ ,  $T_t$  alle Sterbefälle im Jahr  $t$ ,  $STR_d$  die Rate der Säuglingssterblichkeit in der Dekade  $d$ ,  $S$  den Separationsfaktor, d.h. den Anteil der Säuglinge, die innerhalb eines Jahres nach der Geburt starben,  $G_t$  die Geburten im Jahr  $t$ , bzw.  $t-1$ . Die Raten der Säuglingssterblichkeit wurden aus den Angaben Rolf Gehrmanns für die Grafschaft und den Kreis Tecklenburg sowie für den Regierungsbezirk Münster ermittelt und dekadenweise eingesetzt.<sup>25</sup>

## Effekte von Erwachsenensterblichkeit und Preisen im Zeitverlauf

Mendels analysierte den Effekt kurzfristiger Schwankungen protoindustrieller Reallöhne auf die Fluktuationen der Eheschließungen mittels eines linearen Regressionsmodells, das die trendbereinigten Heiraten im Jahr  $t$  als abhängige und die trendbereinigten *Terms of Trade* als unabhängige Variablen einschloß. Die *Terms of Trade* als Indikator für die protoindustriellen Reallöhne bildete er aus der Relation von Leinenpreisen und Getreidepreisen. Darüber hinaus bezog er zur Kontrolle von Autokorrelationseffekten zusätzlich einen Lag der Heiraten als Prädiktor mit ein. Sein Modell hatte demnach folgende Gestalt:

$$H_t^* = \beta_0 + \beta_1 \cdot H_{t-1}^* + \beta_2 \cdot p_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (4)$$

$H_t^*$  und  $H_{t-1}^*$  bezeichnen die transformierten Heiraten im Jahr  $t$  bzw.  $t-1$ ,  $p_{t-1}^*$  die *Terms of Trade* im Jahr  $t-1$ ,  $\beta_0$  das Intercept,  $\beta_1$  und  $\beta_2$  die zu schätzenden Regressionskoeffizienten und  $\varepsilon_t$  den Fehlerterm im Jahr  $t$ . Mendels rechnete dieses Modell für die ungefilterten Daten sowie für die Fälle positiver und negativer *Terms of Trade*.

---

<sup>23</sup> Nicht-Säuglingssterblichkeit und Erwachsenenmortalität werden in diesem Beitrag, obwohl ersteres lediglich Indikator für letzteres ist, aus Gründen der sprachlichen Variation synonym verwendet.

<sup>24</sup> Weir, *Life*, S. 37. Vgl. Fertig, *Marriage*, S. 246.

<sup>25</sup> Vgl. Gehrmann, *Bevölkerungsgeschichte*, S. 454 u. 474. Es wurden dekadenweise Mittelwerte der Raten berechnet. Lücken wurden durch den Mittelwert der umgebenden zehn Jahre aufgefüllt. Siehe dazu ausführlicher Küpker, *Bevölkerungsentwicklung*, S. 344.

Eine Replikation dieses Modells auf der Grundlage Tecklenburger Daten, bei welcher die Berechnungen für die einzelnen Kirchspielgruppen (protoindustrielle Kirchspiele, Tödden, Restgruppe) durchgeführt wurden, ergab keinerlei signifikante Ergebnisse. Dies galt sowohl für die Analyse einzelner Zeiträume als auch für die Berechnungen bei sinkenden und steigenden *Terms of Trade*.<sup>26</sup> Mendels Hypothese eines positiven Zusammenhangs zwischen den *Terms of Trade* und dem Heiratsverhalten – eine der Kernthesen des Protoindustrialisierungskonzepts – konnte für das Untersuchungsgebiet auf der Grundlage des klassischen Modells also nicht verifiziert werden. Dennoch wuchs die Bevölkerung in den protoindustriellen Kirchspielen am stärksten, wie oben gezeigt wurde. Daher soll nicht voreilig von einer Falsifikation der Mendelschen Hypothese ausgegangen werden. Für den negativen Befund können mehrere, teils inhaltliche, teils methodische Faktoren verantwortlich sein:

1. Mendels wählte die Bildung von Wachstumsraten als Methode zur Trendbereinigung seiner Variablen. Dieses Verfahren läßt jedoch nicht nur das Niveau der Schwankungen unberücksichtigt, sondern kann vor allem bei einer gesonderten Betrachtung für die Situationen steigender und sinkender *Terms of Trade* zu Verzerrungen führen.

2. Charakteristisch für das Mendelsche Heiratsmodell ist seine knappe Spezifizierung und damit verbunden die ausschließliche Berücksichtigung überregionaler Kontexte: Mendels fokussierte den Einfluß des protoindustriellen Marktes auf das Heiratsverhalten. Dieser Markt unterlag exogenen – regionalen und sogar internationalen – Einflüssen.<sup>27</sup> Mit Ausnahme des Lags der abhängigen Variable sind lokale Einflußgrößen im „klassischen“ Heiratsmodell nicht repräsentiert.

3. Die Schwankungen der Leinenpreise hatten keinen Einfluß auf das Heiratsverhalten der Tecklenburger Bevölkerung, während landwirtschaftliche Konjunkturvariablen (Roggen- und Kartoffelpreise) deutliche Effekte aufwiesen.<sup>28</sup> Die *Terms of Trade* sind demnach als Konjunkturvariable für Tecklenburger Verhältnisse unbrauchbar. Dies ergab nicht nur die Replikation des klassischen Heiratsmodells, sondern auch die Berechnung anderer Modelle, die mit den Basiseffekten, also mit den Leinen- und Roggenpreisen arbeiteten.<sup>29</sup> Als Erklärung hierfür bietet sich an, daß die Tecklenburger Protoindustrie nicht in gleicher Weise entwickelt war wie diejenige Flanderns, die Mendels untersuchte. Das Leinengewerbe im Untersuchungsgebiet blieb bis weit in das 19.

---

<sup>26</sup> S. ebd., S. 348-352.

<sup>27</sup> Bezeichnenderweise bildete Mendels in seiner Untersuchung die *Terms of Trade* aus dem Verhältnis spanischer Leinenpreise zu Getreidepreisen in Gent. Mendels, *Industrialization*, S. 252-256; ders., *Protoindustrialization*, S. 250, Fn. 33.

<sup>28</sup> Dies gilt auch, wenn man nur den Zeitraum von 1750-1797 untersucht, also einen Zeitraum, für den man nicht auf geschätzte Leinenpreise angewiesen ist und in dem die Tecklenburger Protoindustrie ihre Blütezeit erlebte. Die fehlenden Effekte sind also nicht auf das Verfahren zum Auffüllen von Lücken in der Leinenpreisreihe zurückzuführen.

<sup>29</sup> S. dazu Kúpker, *Bevölkerungsentwicklung*, S. 359f. u. 373.

Jahrhundert hinein als stark formalisiertes Kaufsystem bestehen, während die lokalen Kaufleute auf den Exportmärkten, wo der Handel vorwiegend in der Hand von Bremer Handelshäusern lag, weitgehend unselbständig waren. Beide Faktoren behinderten die Herausbildung von Verlagsstrukturen und letzten Endes den Übergang zur Industrialisierung. In die gleiche Richtung wie die Organisation des Handels wirkten auch die Produktionsbedingungen: Ähnlich wie im benachbarten Osnabrück war die Tecklenburger Leinwandproduktion stark in den landwirtschaftlichen Arbeitsrhythmus eingebettet, wenig arbeitsteilig und vorwiegend in den bäuerlichen Betrieb integriert. Darüber hinaus unterlag das Arbeitsangebot im Leinengewerbe einer nutzenmaximierenden Verhaltensweise, die in langfristiger Perspektive – vor dem Hintergrund der Reagrarisierung einerseits und der Mechanisierung und Substitutionskonkurrenz der Baumwolle andererseits – den Rückzug aus der Leinwandproduktion erklärt.<sup>30</sup>

Im folgenden gilt es nun, ein Modell zu berechnen, das stärker auf Tecklenburger Verhältnisse zugeschnitten ist und zudem Schwachpunkte des Mendelschen Ansatzes berücksichtigt. Das bedeutet im einzelnen:

1. Alle Variablen werden nach dem eingangs vorgestellten Verfahren trendbereinigt.<sup>31</sup>

2. An der Stelle der *Terms of Trade* werden lediglich die Roggenpreise bzw. die Kartoffelpreise als Konjunkturvariablen einbezogen.

3. Das Set der Prädiktoren wird um die Nicht-Säuglingssterblichkeit als Indikator für die Erwachsenenmortalität erweitert, um auch lokale Kontexte im Modell zu berücksichtigen. Die Erwachsenenmortalität ist vor allem auch deshalb eine wichtige Variable, weil nicht nur in der deutschen Bevölkerungsgeschichte, sondern implizit auch im klassischen Protoindustrialisierungskonzept davon ausgegangen wird, daß in der traditionellen ländlichen Gesellschaft das Heiratsverhalten wesentlich von der Verfügbarkeit von Stellen determiniert wurde, die im Erbgang weitergegeben wurden.<sup>32</sup> In der Logik des Stellenprinzips waren demnach der Tod in der älteren und die Haushaltsgründung in der jüngeren Generation zwei miteinander verbundene Ereignisse.

Es ist jedoch zu berücksichtigen, daß die Erwachsenensterblichkeit allenfalls ein schwacher Indikator für etwaige Stellenmechanismen bzw. für einen Niscentransfer *zwischen* den Generationen sein kann. Dies hängt mit der abhängigen Variablen *Heiraten* zusammen: Es waren nicht nur Erstehen sondern auch Wiederheiraten an die Erwachsenenmortalität gekoppelt. Denn der Tod traf nicht nur ältere Stellenbesitzer und raffte in der Regel nicht beide stellenbesitzenden Ehepartner zugleich hinweg. Da die Familie in vorindustrieller Zeit

---

<sup>30</sup> Vgl. ebd., S. 68-170.

<sup>31</sup> S. o., Formel 1.

<sup>32</sup> Stellen konnten natürlich auch zu Lebzeiten eines Stellenbesitzer an die nächste Generation übertragen werden. Ferner wurden auch durch Landesausbau oder grundherrliche Bestiftung neue Stellen geschaffen. Vgl. Fertig, *Autoregulation*, S. 93-98. S. 95. Die Effekte derartiger Formen des Niscentransfers können hier jedoch nicht berücksichtigt werden, da quantifizierbare Informationen für das Untersuchungsgebiet fehlen.

eine funktionale Einheit bildete, mußte der Tod eines Ehepartners und damit der Ausfall seiner Arbeitskraft eine Lücke hinterlassen, welche die Wirtschaftskraft dieser Einheit gefährdete. Diese Lücke wurde nicht selten durch eine erneute Heirat geschlossen. Es ist also auch von einer positiven Einflußbeziehung zwischen der Erwachsenenmortalität und den Wiederheiraten auszugehen. Die Erwachsenenmortalität ist demnach auch ein Indikator für den Rollenergänzungszwang bzw. für einen Niscentransfer *innerhalb* einer Generation. Ein solcher Rollenergänzungszwang konnte jedoch auch in Haushalten bestehen, die über keine landwirtschaftliche oder handwerkliche Produktionsbasis verfügten, und er sagt letzten Endes wenig über das Vorliegen und die Wirkungsweise etwaiger Stellenmechanismen aus. Insgesamt kann die Erwachsenenmortalität daher lediglich als Indikator für die Bedeutung von Niscentransfers innerhalb familiärer Systeme fungieren und der Bedeutung von Preissignalen für die Haushaltsgründung gegenübergestellt werden.<sup>33</sup>

Unter Berücksichtigung der obigen Aspekte kann nun zur Modellbildung geschritten werden: Modell (5) enthält neben den Roggenpreisen ( $PR^*$ ) auch die Erwachsenenmortalität bzw. Nicht-Säuglingssterblichkeit ( $TE^*$ ). Zusätzlich wurde die Variable  $ZEIT^{**}$  in das Modell aufgenommen und mit den anderen Prädiktoren interagiert. Die Variable besitzt Werte zwischen 0 im Jahr 1755 und 1 im Jahr 1865. Die Interaktionen wurden eingeführt, um die oben beobachteten zeitlichen Veränderungen der Einflußbeziehungen besser zu erfassen und damit dem wirtschaftlichen Strukturwandel des Untersuchungsgebietes Rechnung zu tragen. Auf der anderen Seite erfolgte die Berechnung zugunsten einer besseren Übersichtlichkeit der Ergebnisse separat für die einzelnen Kirchspielgruppen, deren Daten gepoolt wurden. Insgesamt wurden drei Regressionen nach folgendem Modell gerechnet:

---

<sup>33</sup> Eine Erweiterung der nachfolgenden Modelle um die Erwachsenenmortalität untersucht vornehmlich die Einflüsse von *Einkommensvariablen*, insofern, als nicht nur die Preisvariablen, sondern auch der Stellenerwerb infolge des Todes des vorhergehenden Besitzers, sei es im Erbgang oder durch Einheirat, eine Art Einkommen darstellt. Dabei werden nicht nur andere Einkommensmöglichkeiten, die heiratswilligen Paaren zur Verfügung standen – auch Wanderhandel und -arbeit bilden hier nur zwei weitere Verdienstmöglichkeiten – ausgeklammert, sondern es bleiben auch Aspekte wie die Kosten und Vorteile von Familien Gründungen (beispielsweise Fragen des Güter- und Erbrechts sowie der Abfindung weicher Erben etc.) unberücksichtigt sowie die Möglichkeit, daß all diese Faktoren zeitlich und lokal variieren konnten. Fertig, Marriage, S. 268. S. a. Kúpker, Bevölkerungsentwicklung, S. 363f., Fn. 25. 2. Ferner ist anzumerken, daß die abhängige Variable *Heiraten* nicht nur ein Aggregat von Erstehen und Wiederheiraten ist, sondern auch noch andere Dimensionen umfaßt, die sich ohne Familienrekonstitutionsdaten nicht einschätzen lassen: So ist in den Heiraten beispielsweise auch die Heiratsmigration enthalten, die sich verzerrend auf die Regressionsergebnisse auswirken kann. Noch entscheidender aber ist die Dimension der sozialen Schichtung, insofern als das Heiratsverhalten der Bauernnachkommen anderen Einflüssen unterlag als das der Heuerlingskinder. S. a. Lee, Short-term variation, S. 359-363.



$$\begin{aligned}
H_{i,t}^* &= \beta_0 + \beta_1 \cdot H_{i,t-1}^* + \\
&\sum_{j=0}^1 \beta_{2,j} \cdot TE_{i,t-j}^* + \sum_{j=0}^1 \beta_{3,j} \cdot TE_{i,t-j}^* \cdot ZEIT^{**} + \sum_{j=0}^1 \beta_{4,j} \cdot PR_{t-j}^* + \sum_{j=0}^1 \beta_{5,j} \cdot PR_{t-j}^* \cdot ZEIT^{**} + \\
&\beta_6 \cdot ZEIT^{**} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{5}$$

Der Index  $i$  bezieht sich auf die Zahl der Kirchspiele in den jeweiligen Gruppen,  $j$  auf die Lags der Prädiktoren. Um die Durbin-Watson-Statistik verwenden zu können, wurde lediglich ein Lag der abhängigen Variable ( $H_{i,t-1}^*$ ) in das Modell aufgenommen. Für die anderen Prädiktoren wurden dagegen die Effekte von zwei Lags untersucht. Alle übrigen Parameter wurden bereits bei Modell (4) erläutert. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 1.

In den protoindustriellen Kirchspielen bewegten sich die Schwankungen der Eheschließungen zu Beginn des Untersuchungszeitraumes parallel zu den Fluktuationen des Roggenpreises. Stieg der Roggenpreis an, so nahmen auch die Heiraten zu; ging er zurück, so wurden weniger Ehen geschlossen. Die Reaktion auf die landwirtschaftliche Konjunktur erfolgte unmittelbar: Eine Verdoppelung des Roggenpreises führte im gleichen Jahr zu einem rund 30prozentigen und hoch signifikanten Anstieg der Eheschließungen ( $b_{PR^*t} = 0,295$ ). Über zwei Jahre hinweg lag dieser Wert sogar noch etwas höher ( $KE PR^* = 0,342$ ). Zum Ende des Untersuchungszeitraums verkehrten sich die Verhältnisse jedoch in ihr Gegenteil: Die Interaktionseffekte mit der Variablen  $ZEIT^{**}$  sind deutlich negativ und für beide Zeitpunkte signifikant, wobei das Schwergewicht wiederum auf dem zeitgleichen Effekt des Roggenpreises liegt. Insgesamt unterlag der Einfluß des Roggenpreises also einem starken negativen Trend ( $KE PR^* \cdot ZEIT^{**} = -0,751$ ), der dazu führte, daß 1865 ein negativer Gesamteffekt der Roggenpreise festzustellen ist ( $KE PR^* + KE PR^* \cdot ZEIT^{**} = -0,409$ ); hohe Roggenpreise schreckten nun von einer Eheschließung ab.

Ähnlich wie in den protoindustriellen Gemeinden verhielt es sich in der Gruppe der übrigen Kirchspiele, wenngleich die Effekte hier schwächer ausfallen und nur ein Koeffizient signifikant ist. Für die Zeit um 1755 geben die Koeffizienten Hinweise auf einen schwachen positiven Einfluß der landwirtschaftlichen Konjunktur ( $KE PR^* = 0,080$ ). Im 19. Jahrhundert wird dieser Zusammenhang durch einen stark negativen Interaktionseffekt in  $t-1$  überkompensiert ( $b_{PR^*t-1} = -0,320$ ). Gegen Ende des Beobachtungszeitraumes schreckten also auch hier hohe Roggenpreise von einer Haushaltsgründung ab.

In den Wanderhandelszentren nahm die Entwicklung einen anderen Verlauf: Im Gegensatz zu den beiden anderen Kirchspielgruppen erfolgte über den Beobachtungszeitraum hinweg eine signifikante Senkung des Schwankungsniveaus der Heiratshäufigkeiten ( $b_{ZEIT^{**}} = -0,722$ ). Darüber hinaus entwickelte sich auch die Beziehung zwischen Roggenpreisen und Heiratsverhalten in anderer Weise.

Tabelle 1: Erwachsenenmortalität, Roggenpreise und ihre Interaktionen mit der Zeit als Determinanten der kurzfristigen Schwankungen der Eheschließungen: Regressionsergebnisse zu Modell (5)

Prädiktoren	Protoindustrie			Tödden			übrige Gemeinden		
	b	t	Sign. t	b	t	Sign. t	b	t	Sign. t
(Konstante)	0,558	5,141**	0,000	1,318	7,419**	0,000	0,629	4,703**	0,000
$H^*_{t-1}$	-0,086	-2,561*	0,011	0,046	0,802	0,423	-0,057	-1,596	0,111
$TE^*_t$	0,102	2,092*	0,037	-0,182	-1,955 <sup>+</sup>	0,051	0,100	1,666 <sup>+</sup>	0,096
$TE^*_{t-1}$	0,076	1,591	0,112	0,000	0,000	1,000	0,250	4,210**	0,000
KE $TE^*$	0,178			-0,182			0,350		
$TE^*_t \cdot ZEIT^{**}$	-0,055	-0,558	0,577	0,245	1,275	0,203	-0,115	-0,906	0,365
$TE^*_{t-1} \cdot ZEIT^{**}$	0,111	1,135	0,257	0,186	0,954	0,341	-0,139	-1,106	0,269
KE $TE^* \cdot ZEIT^{**}$	0,056			0,431			-0,254		
$PR^*_t$	0,295	3,861**	0,000	-0,274	-2,666**	0,008	0,003	0,034	0,973
$PR^*_{t-1}$	0,047	0,601	0,548	0,083	0,793	0,428	0,077	0,787	0,431
KE $PR^*$	0,342			-0,191			0,080		
$PR^*_t \cdot ZEIT^{**}$	-0,531	-4,189**	0,000	0,581	3,346**	0,001	0,167	1,059	0,290
$PR^*_{t-1} \cdot ZEIT^{**}$	-0,220	-1,692 <sup>+</sup>	0,091	-0,268	-1,495	0,136	-0,320	-2,000*	0,046
KE $PR^* \cdot ZEIT^{**}$	-0,751			0,313			-0,153		
$ZEIT^{**}$	0,702	3,767**	0,000	-0,722	-2,642**	0,009	0,401	1,692 <sup>+</sup>	0,091
adj. R <sup>2</sup>	0,055			0,033			0,046		
F	6,105**			2,107*			4,638**		
DW	2,029			1,950			2,020		
N	872			327			763		

Anmerkungen:  $H^*$  = Heiraten;  $TE^*$  = Nicht-Säuglingssterblichkeit;  $PR^*$  = Roggenpreise. Zur Herkunft der Daten und zur Variablen  $ZEIT^{**}$  s. Einleitung; KE = kumulative Elastizitäten (Summe der jeweiligen Regressionskoeffizienten); b = Regressionskoeffizient; t = T-Wert; adj. R<sup>2</sup> = um die Zahl der Freiheitsgrade standardisierter Determinationskoeffizient; F = F-Wert; DW = Durbin-Watson-Koeffizient; N = Anzahl der Fälle. Signifikanzniveaus: <sup>+</sup> = 10 %, \* = 5 %, \*\* = 1 %. Eigene Berechnung.

Um 1755 schreckten hohe Roggenpreise von der Heirat ab; gegen 1865 jedoch boten hohe Getreidepreise offenbar günstige Voraussetzungen für eine Haushaltsgründung, die unmittelbar wahrgenommen wurden ( $b_{PR^* \cdot ZEIT^{**}} = 0,581$ ). Berücksichtigt man auch die nicht signifikanten Effekte, so ergibt sich ein Gesamteffekt der Roggenpreisschwankungen von 0,122 (= KE  $PR^*$  + KE  $PR^* \cdot ZEIT^{**}$ ) für das Ende des Untersuchungszeitraumes.

Wie entwickelten sich nun die Effekte der Erwachsenenmortalität? Die Koeffizienten deuten auf ein Verschwinden der gruppenspezifischen Unterschiede in der Reaktion des Heiratsverhaltens auf die Erwachsenenmortalität im 19. Jahrhundert, wenngleich keiner der Interaktionseffekte signifikant ist. In den

Töddenhöfen kehrte sich die Richtung der Einflußbeziehung vom 18. zum 19. Jahrhundert um. In den beiden übrigen Kirchspielgruppen blieb dagegen ein positiver Einfluß während der ganzen Zeit bestehen. In den protoindustriellen Dörfern war er nur geringfügigen Änderungen unterworfen; in der letzten Gruppe schwächte er sich stärker ab. Allen Gruppen gemeinsam ist ein stärkerer Gesamteffekt der Variable  $TE^*$  in  $t-1$  ( $= TE^*_{t-1} + TE^*_{t-1} \cdot ZEIT^{**}$ ) um 1865.

Die Regressionsergebnisse zeigen vor allem zwei Aspekte:

1. Im 18. Jahrhundert verhielten sich die Bewohner außerhalb der Töddenzentren wie Getreideexporteure: Sie konnten offenbar von hohen Roggenpreisen profitieren, denn derartige Preise ließen die Zahl der Eheschließungen ansteigen, wobei dies in den protoindustriellen Kirchspielen am stärksten der Fall war. Ein derartiges Verhalten ist für einige Regionen in Westfalen bereits beobachtet worden.<sup>34</sup> Wieso aber konnten Teuerungsphasen, die ja in der Regel Mißernten bedeuteten, ein günstiges Klima für die Eheschließungen schaffen? Unter Umständen wurde die Bevölkerung von Teuerungen nicht oder weniger stark getroffen, da sie aufgrund der eigenen Produktion nicht auf Getreidezukäufe angewiesen war oder auf Vorräte zurückgreifen konnte. Besonders günstig mußte es sich auswirken, wenn sich durch den Verkauf marginaler Überschüsse höhere Gewinne erzielen ließen als in Zeiten normaler Ernten. Das Ergebnis verweist darauf, daß die protoindustrielle Leinenproduktion nur Nebengewerbe war und trotz hoher Webstuhldichte und entsprechend starker Produktion bei weitem nicht den Stellenwert besaß wie beispielsweise im von Mendels analysierten Flandern. In Bezug auf das Heiratsverhalten ist demnach der von der klassischen Protoindustrialisierungstheorie postulierte demökonomische Zusammenhang für das Tecklenburger Löwendleingewerbe nicht nachweisbar.<sup>35</sup> Wenn die Protoindustrie nicht der maßgebliche Motor für das Bevölkerungswachstum war, dann bietet dies einen Erklärungsansatz dafür, daß die demographische Expansion in der Gruppe der protoindustriellen und in der Gruppe der „übrigen“ und nicht protoindustriellen Kirchspiele ähnlich stark war. In beiden Gruppen bildeten die Getreidepreise sowie die Erwachsenenmortalität im 18. Jahrhundert begünstigende Faktoren für die Eheschließungen.

2. Der positive Zusammenhang zwischen der agrarkonjunkturellen Entwicklung und der Heiratshäufigkeit verweist auf eine überwiegend bäuerlich strukturierte Gesellschaft um die Mitte des 18. Jahrhunderts mit einem noch relativ geringen Anteil klein- und unterbäuerlicher Haushalte. Im 19. Jahrhundert wandelte sich das Bild. Der Anteil der landarmen und landlosen Bevölkerung

---

<sup>34</sup> Fertig, Marriage, S. 256. M. Küpker, Bevölkerungsentwicklung Siddinghausens, 1750-1870, in: Alexander Kessler (Hg.), Siddinghausen. Geschichte eines westfälischen Dorfes, Paderborn 2000, S. 195-217, S. 202f.

<sup>35</sup> Diese Interpretation stützt sich auch auf Berechnungen, die nach Modell (5) mit Leinen statt mit Roggenpreisen durchgeführt wurden. Die Leinenpreise wiesen dabei in keiner Gruppe signifikante Ergebnisse auf. S. Küpker, Bevölkerungsentwicklung, S. 373.

nahm zu; damit stieg auch die Zahl der Personen, die für die eigene Versorgung auf Lebensmittelzukaufe angewiesen waren. Für heiratswillige Paare aus den unteren sozialen Schichten bildeten hohe Lebensmittelpreise denkbar ungünstige Voraussetzungen für eine Haushaltsgründung; umgekehrt begünstigten tiefe Preise die Umsetzung von Heiratswünschen. Dieser Sachverhalt schlägt sich im 19. Jahrhundert in einem negativen Zusammenhang von Getreidepreisen und Heiratshäufigkeit nieder.

Die Bevölkerung in den Töddendörfern bildete während des gesamten Untersuchungszeitraumes eine Ausnahme: Getreidepreisschwankungen und Erwachsenenmortalität stellten hier im 18. Jahrhundert hemmende Faktoren für die Eheschließungen dar. Die Saisonalität des Hausierhandels mit den langen Abwesenheitszeiten eines Großteils der männlichen Bevölkerung gliederte sich von allen Nebenerwerbszweigen am schlechtesten in den landwirtschaftlichen Arbeitsrhythmus ein. Der landwirtschaftliche Betrieb scheint dadurch gelitten zu haben:

Die negative Reaktion der Heiratshäufigkeiten auf Getreidepreisschwankungen um 1755 deutet darauf, daß die landwirtschaftlichen Erträge nicht ausreichten, um die Bevölkerung zu ernähren und diese darauf angewiesen war, Lebensmittel zuzukaufen. Es ist möglich, wenngleich empirisch kaum nachweisbar, daß die Produktivität des Wanderhandels im 18. Jahrhundert höher lag als im agrarischen Sektor, so daß ein relativ hoher Anteil der benötigten Einkommen aus dem Hausierhandel bestritten wurde. Mit dem Produktivitätsrückgang in diesem Sektor erfolgte nach der Wende zum 19. Jahrhundert zwangsläufig eine Rückbesinnung auf die Landwirtschaft, deren Potential zuvor offenbar nicht voll ausgeschöpft worden war, denn gegen Ende des Untersuchungszeitraumes zeigt die Bevölkerung in den Wanderhandelszentren ein eher für Getreideproduzenten typisches Verhalten: Die Zahl der Eheschließungen stand in einem positiven Zusammenhang zu den Nahrungsmittelpreisen. Daß dieser Zusammenhang in der Analyse sichtbar wird, mag daran liegen, daß die Bevölkerung in den Töddendörfern und damit vor allem die unteren sozialen Schichten in einem weitaus geringeren Umfang expandierten als in den übrigen Kirchspielen des Untersuchungsgebietes.

## Effekte der Bodenqualität, Besitzungleichheit und der Markenteilungen

Zu den grundlegenden Ergebnissen des vorhergehenden Kapitels gehört die – auf die Heiraten bezogene – Hypothese, daß auf der einen Seite die vergleichsweise geringe Bevölkerungszunahme in den Wanderhandelszentren während des 18. Jahrhunderts wesentlich durch die Umstände des Hausierhandels beeinflusst wurde, auf der anderen Seite aber das deutlich stärkere demo-

graphische Wachstum in den übrigen Gebieten nicht durch die Verbreitung des protoindustriellen Textilgewerbes erklärt werden kann. Dies führt zu der Frage, worauf die beobachteten Gruppenunterschiede zurückzuführen sind und ob es u.U. andere Faktoren waren, die das Heiratsverhalten beeinflussten, genauer gesagt: die für die gruppenspezifischen Effekte der Determinanten *Nicht-Säuglingssterblichkeit* und *Nahrungsmittelpreise* auf das Heiratsverhalten verantwortlich waren. Es geht also um die Eruierung der Bedingungen, unter denen die genannten Determinanten wirkten.

Dieser Frage soll im folgenden nachgegangen werden. Dabei wird unter Berücksichtigung des wirtschaftsstrukturellen Wandels im Untersuchungsgebiet davon ausgegangen, daß im 18. und im 19. Jahrhundert jeweils andere Faktoren für die verschiedenen Reaktionen des Heiratsverhaltens verantwortlich waren. Es werden also zwei unterschiedliche Modelle gebildet.

Ausgangspunkt für die Bildung des ersten Modells ist die Überlegung, daß die kurzfristige Wirkung der Nahrungsmittelpreise auf die Häufigkeiten der Eheschließungen von der jeweiligen Bodenqualität abhing und die Interaktionseffekte für die Gruppe der protoindustriellen Kirchspiele deshalb signifikant waren, weil der größte Teil dieser Kirchspiele über – im Tecklenburger Vergleich – überdurchschnittlich gute Böden verfügte. Flächendeckende und detaillierte Angaben zu den unterschiedlichen Bodenqualitäten sind erst seit den Arbeiten zur Katastralabschätzung 1822-1835 überliefert. Aus den vorhandenen Angaben wurden die durchschnittlichen Reinerträge in Reichstalern pro Morgen landwirtschaftlicher Nutzfläche um 1830 ( $RE-30^{**}$ ) berechnet, nach Formel (2) transformiert und als Indikator für die Bodenqualität eingesetzt. Die Verwendung dieser Variablen impliziert die Annahme, daß sich die Bodenqualitäten von 1750 bis ca. 1830 nicht wesentlich verändert hatten, die Verhältnisse von 1830 also auch einigermaßen repräsentativ für das 18. Jahrhundert waren.

Um beurteilen zu können, ob die Effekte der Erwachsenenmortalität und der Nahrungsmittelpreise von der Verbreitung der Nebengewerbe oder vielmehr von der Bodenqualität abhingen, werden neben der Querschnittsvariablen  $RE-30^{**}$  die Gruppenvariablen  $PRO$  für die protoindustriellen und  $TÖD$  für die Wanderhandelskirchspiele in das Modell aufgenommen und mit den transformierten Zeitreihen  $TE^*$  und  $PR^*$  interagiert. Beim Recordset handelt es sich um über alle Kirchspiele gepoolte Datensätze.<sup>36</sup> Das Modell, das nun für den Zeitraum 1750-1830 gerechnet wird, hat folgende Gestalt:

---

<sup>36</sup> Dabei blieben die städtischen Gemeinden Bevergern und Tecklenburg bei der Analyse und folglich auch bei der Transformation der Querschnittsvariablen unberücksichtigt. Dies war notwendig, weil diese Gemeinden zum einen hinsichtlich der Ausprägungen der meisten Querschnittsvariablen in der Regel Extremwerte aufwiesen und zum anderen auch die kurzfristigen Schwankungen der jeweiligen demographischen Variablen aufgrund der relativ geringen Kirchspielgröße extremer waren. Die Kombination beider Phänomene führte zu Verzerrungen der Regressionsergebnisse.

$$\begin{aligned}
H_{i,t}^* &= \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_{1,j} \cdot H_{i,t-j}^* + \\
&\sum_{j=0}^1 \beta_{2,j} \cdot TE_{i,t-j}^* + \sum_{j=0}^1 \beta_{3,j} \cdot TE_{i,t-j}^* \cdot RE - 30_i^{**} + \sum_{j=0}^1 \beta_{4,j} \cdot TE_{i,t-j}^* \cdot PRO + \sum_{j=0}^1 \beta_{5,j} \cdot TE_{i,t-j}^* \cdot TÖD + \\
&\sum_{j=0}^1 \beta_{6,j} \cdot PR_{i,t-j}^* + \sum_{j=0}^1 \beta_{7,j} \cdot PR_{i,t-j}^* \cdot RE - 30_i^{**} + \sum_{j=0}^1 \beta_{8,j} \cdot PR_{i,t-j}^* \cdot PRO + \sum_{j=0}^1 \beta_{9,j} \cdot PR_{i,t-j}^* \cdot TÖD + \\
&\sum_{k=1}^{15} \beta_{10,k} \cdot d_i + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{6}$$

Der Indikator  $i$  steht für die Tecklenburger Gemeinden. Dabei umfaßt der Array  $d_i$  insgesamt 15 Dummy-Variablen: Die Gemeinden Bevergern und Tecklenburg wurden vor den Berechnungen ausgeschlossen. Ihr Wegfall betrifft keine der ausgewählten Gruppenvariablen, da beide Gemeinden zur Gruppe der ‚übrigen Kirchspiele‘ gehören. Von den übrigen Gemeinden wurde Ledde per Zufallsentscheidung ausgeschlossen. Als Indikator für die Konsumkosten und die landwirtschaftliche Konjunktur im 18. Jahrhundert wurden erneut die Tecklenburger Roggenpreise ( $PR^*$ ) gewählt.

Die Regressionsergebnisse (Tabelle 2) machen deutlich, daß in Bezug auf den Einfluß der Roggenpreise tatsächlich die Bodenqualitäten und nicht die Gruppenvariablen und damit die Verbreitung der jeweiligen Nebengewerbe ausschlaggebend waren: Der Effekt der Roggenpreise auf das Heiratsverhalten war deutlich negativ, wobei der Effekt zum Zeitpunkt  $t$  signifikant ist ( $b_{PR^*t} = -0,208$ ). Das bedeutet auch, daß hohe Roggenpreise in Gebieten, in denen der durchschnittliche Reinertrag pro Morgen landwirtschaftlicher Grundfläche im Tecklenburger Vergleich minimal war, unmittelbar von der Eheschließung abschreckten. Dagegen konnten die heiratswilligen Paare dort, wo der durchschnittliche Reinertrag Maximalwerte erreichte, offenbar von hohen Getreidepreisen profitieren: Die unmittelbare Reaktion der Heiratshäufigkeiten auf Schwankungen der Roggenpreise war hier außerordentlich stark und hoch signifikant ( $b_{PR^*t \cdot RE-30^{**}} = 0,588$  bzw.  $b_{PR^*t \cdot RE-30^{**}} + b_{PR^*t} = 0,380$ ). Eine Verdoppelung des Roggenpreises hätte also durchschnittlich im selben Jahr zu einem Anstieg der Eheschließungen um 38 % geführt.

Demgegenüber finden sich keine signifikanten Interaktionseffekte der Roggenpreise mit den beiden Gruppenvariablen. Gruppeneffekte sind dagegen bei den Interaktionen mit der Erwachsenenmortalität zu beobachten. Der Basiseffekt der Erwachsenenmortalität zeigt insgesamt einen positiven Zusammenhang, wobei die stärkere Reaktion zeitverzögert erfolgte ( $b_{TE^*_{t-1}} = 0,207$ ). In der Gruppe der protoindustriellen Kirchspiele wird dieser positive Einfluß abge-

Tabelle 2: Erwachsenenmortalität, Roggenpreise und ihre Interaktionen mit der Bodenqualität und der Gruppenzugehörigkeit als Determinanten der kurzfristigen Schwankungen der Eheschließungen, 1750-1830: Regressionsergebnisse zu Modell (6)

Prädiktoren	1750-1830			
	b	t	Sign. t	KE
(Konstante)	0,994	9,716**	0,000	
$H^*_{t-1}$	-0,106	-3,647**	0,000	
$H^*_{t-2}$	-0,116	-4,022**	0,000	-0,376
$H^*_{t-3}$	-0,154	-5,407**	0,000	
$TE^*_t$	0,073	1,540	0,124	0,280
$TE^*_{t-1}$	0,207	4,494**	0,000	
$TE^*_t \cdot RE-30^{**}$	-0,020	-0,234	0,815	-0,034
$TE^*_{t-1} \cdot RE-30^{**}$	-0,014	-0,163	0,871	
$TE^*_t \cdot PRO$	0,003	0,044	0,965	-0,103
$TE^*_{t-1} \cdot PRO$	-0,106	-1,656 <sup>+</sup>	0,098	
$TE^*_t \cdot TÖD$	-0,191	-2,138*	0,033	-0,399
$TE^*_{t-1} \cdot TÖD$	-0,208	-2,352*	0,019	
$PR^*_t$	-0,208	-2,514*	0,012	-0,311
$PR^*_{t-1}$	-0,103	-1,209	0,227	
$PR^*_t \cdot RE-30^{**}$	0,588	3,944**	0,000	0,699
$PR^*_{t-1} \cdot RE-30^{**}$	0,111	0,725	0,469	
$PR^*_t \cdot PRO$	-0,069	-0,695	0,487	-0,036
$PR^*_{t-1} \cdot PRO$	0,033	0,325	0,745	
$PR^*_t \cdot TÖD$	-0,049	-0,446	0,656	-0,079
$PR^*_{t-1} \cdot TÖD$	-0,031	-0,276	0,783	
<i>BRO</i>	-0,020	-0,152	0,880	
...				
<i>WES</i>	0,002	0,037	0,970	
adj. R <sup>2</sup>	0,069			
F	3,561**			
N	1.168			

Anmerkungen:  $H^*$  = Heiraten;  $TE^*$  = Nicht-Säuglingssterblichkeit;  $PR^*$  = Roggenpreise;  $RE-30^{**}$  = durchschnittliche Reinerträge in Reichstalern pro Morgen landwirtschaftlicher Nutzfläche um 1830;  $PRO$  und  $TÖD$  = Gruppen-Dummys für die protoindustriellen Kirchspiele und die Töddendörfer;  $BRO$  bis  $WES$  = Kirchspiel-Dummys; KE = kumulative Elastizitäten (Summe der jeweiligen Regressionskoeffizienten); b = Regressionskoeffizient; t = T-Wert; adj. R<sup>2</sup> = um die Zahl der Freiheitsgrade standardisierter Determinationskoeffizient; F = F-Wert; N = Anzahl der Fälle. Signifikanzniveaus: <sup>+</sup> = 10 %, \* = 5 %, \*\* = 1 %. Eigene Berechnung.

schwächt ( $b_{(TE^*_{t-1}, PRO)} = -0,106$ ); der Gesamteffekt bleibt aber insgesamt positiv ( $KE TE^* + KE TE^* \cdot PRO = 0,177$ ). In den Tödinggemeinden schreckte dagegen eine hohe Erwachsenensterblichkeit von einer Eheschließung ab. Die in beiden Fällen signifikanten negativen Interaktionseffekte überkompensieren den Basiseffekt der Nicht-Säuglingssterblichkeit ( $KE TE^* + KE TE^* \cdot TÖD = -0,119$ ). Eine hohe Erwachsenensterblichkeit verweist hier auf krisenhafte Zeiten, die keine günstigen Rahmenbedingungen für eine Haushaltsgründung boten.

Als wenig überraschend erweist sich, daß die Interaktionen der Erwachsenenmortalität mit den durchschnittlichen Reinerträgen um 1830 keinen signifikanten Einfluß auf das Heiratsverhalten besaßen. Die Bedeutung von Besitztransfers innerhalb eines familiären Systems hing anscheinend eher von institutionellen und ökonomischen Rahmenbedingungen sowie vom Vorhandensein transferierbaren Besitzes ab als von der Qualität des Bodens.

Wenden wir uns nun einem zweiten Modell zu, das die Einflußbeziehungen im 19. Jahrhundert beschreiben soll. Es konnte bisher festgestellt werden, daß die Einflüsse der Erwachsenenmortalität und der Roggenpreise vom 18. zum 19. Jahrhundert einem z.T. nach Gruppenzugehörigkeit unterschiedlichen Wandel unterworfen waren.<sup>37</sup> Vor allem zwei Entwicklungen wurden für dieses Erscheinungsbild verantwortlich gemacht, nämlich 1. der Verfall der Nebenerwerbsquellen mit der zeitgleich verlaufenden Reagrarisierung und 2. das je unterschiedliche Anwachsen der unterbäuerlichen Schichten in den Tecklenburger Teilgebieten. Punkt (1) betrifft demnach den ökonomischen Strukturwandel, Punkt (2) dagegen die soziale Schichtung. Für beide sind zunächst geeignete Indikatoren zu finden.

Eine erste Variable wurde aus dem Vergleich der Güterverzeichnisse und Güterauszüge der 1830er und 1860er Jahre gewonnen. Aus beiden Querschnitten wurden für jede Gemeinde die Datensätze über den Umfang der Markenflächen herausgefiltert. Anschließend erfolgte die Berechnung der prozentualen Veränderung der Markenflächen um 1865 gegenüber derjenigen um 1830 sowie die Transformation nach Formel (2). Diese Variable ( $MT^{**}$ ) dient zunächst als Indikator für die Effekte der Markenteilungen zwischen 1830 und 1865. Es sei angemerkt, daß die Markenflächen im genannten Zeitraum in fast allen untersuchten Kirchspielen abnahmen.<sup>38</sup> Für die weitere Analyse wird angenommen, daß diese quantitativen Veränderungen der Gemeinheiten auf Teilungen zurückzuführen sind und nicht etwa auf eine Unterverzeichnung der Flächen.<sup>39</sup> Die Verwendung dieser Variablen impliziert die These, daß die

---

<sup>37</sup> S. o. Tabelle 1.

<sup>38</sup> Küpker, Bevölkerungsentwicklung, S. 265-286.

<sup>39</sup> In einer Studie zu den Gemeinheitsteilungen im ostwestfälischen Kirchspiel Löhne stellt G. Fertig allerdings fest, daß dort nur etwa ein Viertel der Gemeinheitsflächen in den Katastern verzeichnet waren. G. Fertig, Gemeinheitsteilungen in Löhne: Eine Fallstudie zur Sozial- und Umweltgeschichte Westfalens im 19. Jahrhundert, in: K. Ditt / R. Gudermann / N. Rübe (Hg.), Agrarmodernisierung und ökologische Folgen. Westfalen vom 18. bis zum 20. Jahrhundert, Paderborn etc. 2001, S. 393-426, S. 397 u. 408. Ob auch im Untersuchungsge-



Effekte der Erwachsenenmortalität und der Nahrungsmittelpreise je nach dem Umfang der Markenteilungen unterschiedlich ausfielen. Zur Bedeutung der Markenteilungen für die Tecklenburger Bevölkerung ist von Albin Gladen behauptet worden, daß diese auf der einen Seite zu einer Vergrößerung der bäuerlichen Betriebe geführt und auf der anderen Seite zur Verelendung der klein- und unterbäuerlichen Schichten beigetragen hätten, da den landarmen und landlosen Bevölkerungsteilen die bis dahin tolerierte Nutzung der für sie existentiellen Gemeinheiten verwehrt wurde.<sup>40</sup> Eine derartige Wirkung müßte sich in der Analyse indirekt nachweisen lassen: Dort, wo ein hoher Anteil der unteren sozialen Schichten anzunehmen ist, also letzten Endes dort, wo die Bevölkerung am stärksten gewachsen war – überwiegend in den Kirchspielen, die nicht zur Gruppe der Töddengemeinden zählten – müßte ein negativer Effekt der Interaktionen der Variable  $MT^{**}$  mit den Getreidepreisen sichtbar sein. Denn in diesen Kirchspielen war der Anteil von Eheschließungen zwischen Angehörigen der unteren sozialen Schichten relativ gesehen besonders hoch. Der negative Einfluß der Getreidepreise, der oben bereits nachgewiesen werden konnte, müßte sich durch die Verkleinerung der landwirtschaftlichen Existenzbasis verstärken.

Gladen, der insgesamt von einer existenzbedrohenden Wirkung der Markenteilung für die Heuerlinge ausging, führt jedoch auch an, daß ein Teil der Markengründe zur Gründung von Neubauereien verkauft wurde.<sup>41</sup> Es wurden also z.T. auch neue „Nahrungsstellen“ geschaffen, die Haushaltsgründungen ermöglichten.

In Bezug auf die Variable zu den Markenteilungen ist noch auf eine andere Indikatorfunktion einzugehen: Bei der Auswertung der Daten zu den Markenteilungen im Untersuchungsgebiet hat sich herausgestellt, daß in denjenigen Gemeinden, in denen zwischen den 1830er und 1860er Jahren die Gemeinheiten geteilt worden waren, tendenziell ein Anstieg der durchschnittlichen Reinerträge beobachtet werden konnte. Die Auflösung der Markengründe trug also scheinbar zu einer höheren landwirtschaftlichen Produktivität bei. Die Variable  $MT^{**}$  besitzt demnach auch eine Indikatorfunktion sowohl für die durchschnittlichen Reinerträge in den 1860er Jahren als auch für die Reinertragssteigerungen gegenüber den 1830er Jahren. Aus diesem Grunde – aufgrund einer starken Kollinearität – wurde nicht wie bei der Bildung des Modells (6) verfahren, d.h. es wurde keine Querschnittsvariable für die durchschnittlichen Reinerträge um 1865 oder deren Verbesserungen gegenüber 1830 aufgenommen.

Die Veränderung der Besitzstrukturen hatte jedoch offenbar keinen linearen Effekt auf die Besitzerdichte um 1865 oder deren Veränderung gegenüber den

---

biet dieser Studie eine Unterverzeichnung vorlag, kann erst eine eingehende Auswertung der Teilungsakten klären.

<sup>40</sup> Gladen, Tecklenburg, S. 30-33.

<sup>41</sup> Ebd. S. 32. Vgl. J. Kölker, Die kulturlandschaftliche Entwicklung des Kreises Tecklenburg, Diss. Aachen 1934, S. 92.

1830er Jahren, wie in einschlägigen Tests festgestellt werden konnte. Daher wurde neben der Querschnittsvariablen  $MT^{**}$  eine weitere namens  $BD-65^{**}$  in das Modell aufgenommen, welche die nach Formel (2) transformierten Besitzerdichten (Besitzer pro Kopf der Bevölkerung) um 1865 enthält.<sup>42</sup> Diese Variable mißt, wie groß der Anteil der Bevölkerung war, dem eigene landwirtschaftliche Ressourcen und damit eine eigene Nahrungsmittelproduktion zur Verfügung stand. Zusätzlich zu diesen Querschnittsvariablen fanden auch die Gruppenvariablen  $PRO$  und  $TÖD$  Eingang in die Analyse, um die zuvor beobachteten Gruppeneffekte zu kontrollieren. Als Zeitreihe wurden schließlich neben der Erwachsenenmortalität an Stelle der Roggenpreise Tecklenburger Kartoffelpreise in das Modell integriert, das insgesamt folgenden Aufbau hat:

$$\begin{aligned}
H_{i,t}^* &= \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_{1,j} \cdot H_{i,t-j}^* + \\
&\sum_{j=0}^1 \beta_{2,j} \cdot TE_{i,t-j}^* + \sum_{j=0}^1 \beta_{3,j} \cdot TE_{i,t-j}^* \cdot MT_i^{**} + \sum_{j=0}^1 \beta_{4,j} \cdot TE_{i,t-j}^* \cdot BD-65_i^{**} + \\
&\sum_{j=0}^1 \beta_{5,j} \cdot TE_{i,t-j}^* \cdot PRO + \sum_{j=0}^1 \beta_{6,j} \cdot TE_{i,t-j}^* \cdot TÖD + \sum_{j=0}^1 \beta_{7,j} \cdot PK_{t-j}^* + \sum_{j=0}^1 \beta_{8,j} \cdot PK_{t-j}^* \cdot MT_i^{**} + \\
&\sum_{j=0}^1 \beta_{9,j} \cdot PK_{t-j}^* \cdot BD-65_i^{**} + \sum_{j=0}^1 \beta_{10,j} \cdot PK_{t-j}^* \cdot PRO + \sum_{j=0}^1 \beta_{11,j} \cdot PK_{t-j}^* \cdot TÖD + \\
&\sum_{k=1}^{15} \beta_{12,k} \cdot d_i + \varepsilon_t \tag{7}
\end{aligned}$$

Wie bei Modell (6) wurden Bevergern, Tecklenburg und Ledde von den Berechnungen ausgeschlossen. Der Untersuchungszeitraum umfaßt die Jahre 1822 bis 1862. Er resultiert zum einen aus der Verfügbarkeit der Kartoffelpreise, zum anderen aus der Überlegung, möglichst die 1820er Jahre in die Analyse einzubeziehen, da in diesem Jahrzehnt in vielen Kirchspielen bereits mit der Teilung der Marken begonnen wurde.

Das Ergebnis (Tabelle 3) zeigt hinsichtlich der Nicht-Säuglingssterblichkeit das mittlerweile bekannte Bild eines insgesamt positiven Basiseffekts mit einem signifikanten Schwergewicht in  $t-1$  ( $b_{(TE^*t-1)} = 0,365$ ). Auffällig ist, daß keine signifikanten Interaktionseffekte mit den Gruppenvariablen zu finden sind und darüber hinaus die kumulativen Elastizitäten in den Gruppen ähnlich gering ausfielen. Der Einfluß der Erwachsenenmortalität auf das Heiratsverhalten hing im 19. Jahrhundert also offenbar nicht von der Verbreitung der Nebengewerbe ab.

Gegenüber den Gruppenvariablen hatten die Indikatoren für die Markenteilungen und die Besitzerdichte einen stärkeren Einfluß: Dort, wo die Teilung der Gemeinheiten am stärksten vorangeschritten war, hatte die Nicht-Säuglings-

<sup>42</sup> Die Daten finden sich bei Kùpker, Bevölkerungsentwicklung, S. 269.

Tabelle 3: Effekte von Markenteilungen, Besitzerdichte 1865 und Gruppenzugehörigkeit in Interaktion mit Erwachsenenmortalität und Kartoffelpreisen auf die kurzfristigen Schwankungen der Eheschließungen, 1823-1862: Regressionsergebnisse zu Modell (7)

Prädiktoren	1823-1862			
	b	t	Sign. t	KE
(Konstante)	1,529	10,776**	0,000	
$H^*_{t-1}$	-0,083	-2,160*	0,031	
$H^*_{t-2}$	-0,078	-2,037*	0,042	-0,325
$H^*_{t-3}$	-0,164	-4,266**	0,000	
$TE^*_t$	-0,131	-1,174	0,241	
$TE^*_{t-1}$	0,365	3,356**	0,001	0,234
$TE^*_t \cdot MT^{**}$	0,013	0,122	0,903	
$TE^*_{t-1} \cdot MT^{**}$	-0,514	-5,079**	0,000	-0,501
(Konstante)	1,529	10,776**	0,000	
$TE^*_t \cdot BD-65^{**}$	0,212	1,768 <sup>+</sup>	0,078	
$TE^*_{t-1} \cdot BD-65^{**}$	0,068	0,581	0,562	0,280
$TE^*_t \cdot PRO$	0,066	0,706	0,480	
$TE^*_{t-1} \cdot PRO$	-0,003	-0,037	0,971	0,062
$TE^*_t \cdot TÖD$	0,090	0,733	0,464	
$TE^*_{t-1} \cdot TÖD$	-0,025	-0,202	0,840	0,065
$PK^*_t$	0,136	1,030	0,304	
$PK^*_{t-1}$	-0,561	-4,239**	0,000	-0,425
$PK^*_t \cdot MT^{**}$	-0,163	-1,364	0,173	
$PK^*_{t-1} \cdot MT^{**}$	0,412	3,470**	0,001	0,249
$PK^*_t \cdot BD-65^{**}$	0,050	0,324	0,746	
$PK^*_{t-1} \cdot BD-65^{**}$	0,246	1,607	0,109	0,296
$PK^*_t \cdot PRO$	-0,132	-1,185	0,236	
$PK^*_{t-1} \cdot PRO$	0,029	0,266	0,790	-0,103
$PK^*_t \cdot TÖD$	-0,038	-0,296	0,768	
$PK^*_{t-1} \cdot TÖD$	0,249	1,959 <sup>+</sup>	0,051	0,211
<i>BRO</i>	-0,578	-2,828**	0,005	
...				
<i>WES</i>	0,050	0,346	0,729	
adj. R <sup>2</sup>	0,114			
F	3,162**			
N	640			

Anmerkungen:  $H^*$  = Heiraten;  $TE^*$  = Nicht-Säuglingssterblichkeit;  $PK^*$  = Kartoffelpreise;  $MT^{**}$  = prozentuale Veränderung der Markenflächen zwischen 1830 und 1865;  $BD-65^{**}$  = Besitzerdichte um 1865; *PRO* und *TÖD* = Gruppen-Dummies für die protoindustriellen Kirch-

spiele und die Töddendorfer; *BRO* bis *WES* = Kirchspiel-Dummys; KE = kumulative Elastizitäten (Summe der jeweiligen Regressionskoeffizienten); b = Regressionskoeffizient; t = T-Wert; adj. R<sup>2</sup> = um die Zahl der Freiheitsgrade standardisierter Determinationskoeffizient; F = F-Wert; N = Anzahl der Fälle. Signifikanzniveaus: + = 10 %, \* = 5 %, \*\* = 1 %. Eigene Berechnung.

sterblichkeit des Vorjahres einen starken und hoch signifikanten negativen Effekt ( $b_{(TE^*t-1 \cdot MT^{**})} = -0,514$ ), der den positiven Basiseffekt überkompensiert, d.h. hier schreckte eine hohe Erwachsenensterblichkeit von der Eheschließung ab.

Eine mögliche Interpretation dieses Zusammenhangs besteht darin, daß Markenteilungen auf einen Bedeutungsrückgang familiärer Systeme für den Niscentransfer hinwirkten. Unter Umständen begünstigte die Verteilung landwirtschaftlicher Nutzflächen – ob nun durch die Zuweisung einzelner Parzellen an die Markgenossen oder durch den Verkauf von Grundflächen für neue Ansiedlungen – den Transfer landwirtschaftlicher Ressourcen über Märkte oder andere Formen der Übergabe.<sup>43</sup>

Einen gegenteiligen Effekt zu demjenigen der Markenteilungen übte offenbar die Besitzerdichte aus: Tabelle 3 zeigt einen deutlich positiven und signifikanten Effekt der Variablen *BD-65*<sup>\*\*</sup> in Interaktion mit der Nicht-Säuglingssterblichkeit zum Zeitpunkt *t*. Eine hohe Besitzerdichte korrespondierte also bei einer überdurchschnittlichen Erwachsenensterblichkeit mit einer unmittelbaren Zunahme der Eheschließungen. Addiert man die Interaktionseffekte zu den Basiseffekten, so ergibt dies einen stark positiven Gesamteffekt ( $KE \cdot TE^* + KE \cdot TE^* \cdot BD-65^{**} = 0,514$ ). Es scheint also, als sei in Gebieten mit einer hohen Besitzerdichte und damit einer größeren Zahl landwirtschaftlicher Betriebe der Transfer dieser Betriebe innerhalb des Familiensystems wichtig gewesen. Dies könnte als schwaches Indiz für eine größere Bedeutung von Generationen übergreifenden Niscentransfers gewertet werden. Der Unterschied zum Effekt der Markenteilungen ist dann vor allem darin zu sehen, daß in Gebieten mit einer hohen Besitzerdichte ganze Höfe kursierten, während es sich bei den Gebieten mit überwiegend aufgelösten Gemeinheiten um einzelne Landstücke handelte, die bestehenden Betrieben angegliedert oder erst zu Betrieben kumuliert wurden. Diese Parzellen allein konstituierten noch keine ‚Stelle‘, deren Funktionsfähigkeit nach Möglichkeit erhalten werden mußte.

Wie wirkten sich nun die Querschnittsvariablen auf die Effekte der Kartoffelpreise aus? Wie beim Basiseffekt der Erwachsenenmortalität bestätigt auch

---

<sup>43</sup> Dies würde mit den Ergebnissen einer jüngeren Forschungsarbeit zur Entstehung und Funktionsweise von Faktormärkten in Westfalen weitgehend übereinstimmen. Die Studie zeigt am Beispiel eines westfälischen Kirchspiels, daß der Bodenmarkt ergänzend für die Regelung von Erbfällen genutzt wurde. Der Bodenmarkt stellte sich dabei als ein Milieu heraus, in dem die Transaktionspartner oft durch Blutsverwandtschaft oder Heiraten mehr oder weniger weitläufig in Beziehung standen. In dem untersuchten Kirchspiel wurde ein Großteil der Gemeinheitsflächen nach der Teilung an andere Haushalte weitergegeben, teils im Familiensystem, teils im Rahmen des Marktes, wobei letzten Endes vor allem neu angelegte unterbäuerliche Betriebe profitierten. S. Fertig, Gemeinheitsteilungen, S. 406-408.

der Basiseffekt der Kartoffelpreise bzw. der Agrarkonjunktur und der Ernährungslage vorhergehende Ergebnisse für das 19. Jahrhundert: Die Heiratshäufigkeiten reagierten gegenläufig zur Preisentwicklung. Mit einer Verzögerung von einem Jahr kam es bei einer Verdoppelung der Kartoffelpreise zu einem starken und hoch signifikanten Rückgang der Eheschließung um durchschnittlich 56 Prozent ( $b_{(PK^*_{t-1})} = -0,561$ ). Dieses Ergebnis spiegelt die Bevölkerungszunahme der unter- und kleinbäuerlichen Bevölkerung, die auf den Kauf von Nahrungsmitteln angewiesen war.

In denjenigen Gebieten, in denen die Markenteilung am weitesten vorangeschritten war, wurde dieser Effekt jedoch erheblich abgeschwächt ( $b_{(PK^*_{t-1} \cdot MT^{**})} = 0,412$ ). Hier scheint es, als sei die Intention der preußischen Agrarreformen aufgegangen: Die Schaffung von Privateigentum sollte zu einer effektiveren Nutzung der landwirtschaftlichen Ressourcen und damit insgesamt zu einer besseren Nahrungsmittelversorgung der Bevölkerung führen. Offenbar bestand im Untersuchungsgebiet tatsächlich ein Zusammenhang zwischen der Teilung der Gemeinheiten und einer Steigerung der durchschnittlichen Reinerträge. Ob dadurch auch die Not der ärmeren Bevölkerungsschichten gelindert wurde, muß allerdings vorerst offen bleiben. Das Ergebnis liefert jedoch einen Anhaltspunkt dafür, daß die Markenteilungen einen Teil der Bevölkerung in die Lage versetzten, von hohen Preisen zu profitieren. Diese höheren Profite boten günstige Voraussetzungen für die Eheschließungen.

Ähnlich wie die Markenteilungen scheint auch eine hohe Besitzerdichte gewirkt zu haben: In Gebieten mit einer – für Tecklenburger Verhältnisse – maximalen Besitzerdichte milderte der positive Interaktionseffekt den negativen Basiseffekt ab ( $b_{(PK^*_{t-1} \cdot BD-65^{**})} = 0,246$ ).<sup>44</sup> Eine hohe Besitzerdichte bedeutete, daß ein größerer Teil der Bevölkerung über eine eigene Nahrungsmittelproduktion verfügte und deshalb von hohen Nahrungsmittelpreisen weniger stark getroffen wurde.

Bei den Gruppenvariablen fällt auf, daß sich der Effekt der Kartoffelpreise auf das Heiratsverhalten in den Töddengebieten signifikant vom übrigen Untersuchungsgebiet abhob, während in den protoindustriellen Kirchspielen kein signifikant andersartiger Einfluß zu beobachten ist. Ungeachtet der Besitzverteilung und des Status der Gemeinheitsteilungen sowie der Entwicklung der durchschnittlichen Reinerträge wurde der negative Basiseffekt der Kartoffelpreise in den Wanderhandelszentren abgeschwächt. Hohe Kartoffelpreise führten hier also in einem wesentlich geringerem Maße zu einem Rückgang der Eheschließungen als in den übrigen Teilen Tecklenburgs. Dieser Unterschied ist m.E. nicht mehr auf die Verbreitung der Nebengewerbe zurückzuführen,

---

<sup>44</sup> Daß dieser Zusammenhang nicht mehr signifikant ist, ist u.U. auf Multikollinearitätseffekte zurückzuführen. In kleineren Modellen – beispielsweise ohne die Interaktionseffekte mit einer oder beiden Gruppenvariablen – wies der Effekt der Interaktion  $PK^*_{t-1} \cdot BD-65^{**}$  stets ähnlich hohe und zugleich signifikante Werte auf, so daß er hier für die Interpretation berücksichtigt werden kann.

denn diese spielten gegen Ende des Untersuchungszeitraumes keine Rolle mehr. Vielmehr sind die Gruppenvariablen im 19. Jahrhundert eher Indikatoren für die demographische Entwicklung, genauer: für die Bevölkerungszunahme in den Teilgebieten. In der Gruppe der protoindustriellen und der ‚übrigen‘ Gemeinden war die demographische Expansion insgesamt ähnlich stark ausgeprägt.<sup>45</sup> Aus diesem Grunde konnten keine signifikanten Interaktionseffekte der Kartoffelpreise mit der Variablen *PRO* beobachtet werden. In den Wanderhandelszentren unterschied sich das Bevölkerungswachstum jedoch deutlich von demjenigen des restlichen Untersuchungsgebietes. Die Bevölkerungszunahme zwischen 1750 und 1870 war hier nur sehr gering ausgefallen. Es bestand somit ein wesentlich geringerer Bevölkerungsdruck auf die landwirtschaftlichen Ressourcen. Daher war der Abschreckungseffekt hoher Nahrungsmittelpreise geringer.

## Schlußbetrachtung

Ziel des vorliegenden Beitrages war es, mit Hilfe neuerer statistischer Verfahren den Einfluß kurzfristiger Schwankungen ökonomischer Variablen auf das Heiratsverhalten der Bevölkerung im Altkreis Tecklenburg zwischen 1750 und 1850 zu untersuchen. Da das protoindustrielle Leinengewerbe in Teilen des Untersuchungsgebietes eine wichtige Rolle spielte und zudem die Bevölkerung in den protoindustriellen Gebieten – wenngleich mit geringem Abstand – am stärksten expandierte, bestand eine Hauptfrage darin, ob der Protoindustrie im Sinne des klassischen Ansatzes ein spezifischer Einfluß auf das Heiratsverhalten und letzten Endes auf das Bevölkerungswachstum zuzuschreiben war. Eine zweite Frage lautete, ob sich Hinweise auf die Wirkung sowie auf das Verschwinden von Stellenmechanismen im Sinne der klassischen Vorstellung von einer traditionellen ländlichen Gesellschaft finden ließen.

Beide Fragen sollten mit Hilfe statistischer Modelle beantwortet werden, die Methoden der Zeitreihenanalyse mit Verfahren der Querschnittsanalyse verbanden und als Hauptindikatoren zum einen Getreidepreise, zum anderen die Nicht-Säuglingssterblichkeit enthielten.

Hinsichtlich der ersten Frage brachten die Ergebnisse keine Evidenz für einen spezifischen Einfluß protoindustrieller Reallöhne auf das Heiratsverhalten: Die Heiratshäufigkeiten wurden nicht durch die protoindustriellen *Terms of Trade* determiniert, was auf fehlende Effekte der darin enthaltenen Leinenpreisschwankungen zurückgeführt werden kann. Ein möglicher Grund liegt hier im geringen Entwicklungsgrad der Tecklenburger Protoindustrie:

Das Leinengewerbe war trotz seiner großen Bedeutung der Landwirtschaft untergeordnet. Entscheidend für den Entschluß zur Haushaltsgründung war da-

---

<sup>45</sup> S. o., Abbildung 1.

her nicht die Entwicklung der protoindustriellen Reallöhne, sondern die agrarische Konjunktur. Diese spielte jedoch auch in den nicht-protoindustriellen Teilen des Untersuchungsgebietes eine wichtige Rolle. Mit Ausnahme des Wanderhandels, der in seinen demographischen Auswirkungen eine Sonderposition einnahm, war die Reaktion der Eheschließungen auf Getreidepreisschwankungen unabhängig von der Verbreitung protoindustrieller Tätigkeit. Entscheidend war hier vielmehr die Qualität der landwirtschaftlichen Produktionsbasis: Dort, wo die durchschnittlichen Reinerträge hoch waren, standen die Heiratsfluktuationen im positiven Verhältnis zu den Getreidepreisschwankungen, d.h. dort konnte ein größerer Teil der Bevölkerung offenbar von hohen Nahrungsmittelpreisen profitieren. Daß die Bevölkerung in den protoindustriellen Gemeinden am stärksten expandierte, kann deshalb daran gelegen haben, daß diese Gemeinden im Tecklenburger Vergleich über überdurchschnittliche Böden verfügten.

Im 19. Jahrhundert hatten sich die Bedingungen gewandelt: Außerhalb der Wanderhandelszentren, also dort, wo die demographische Expansion am stärksten war, reagierte die Bevölkerung empfindlich auf Nahrungsmittelteuerungen, d.h. hohe Getreidepreise schreckten nun von einer Eheschließung ab. Dieser Zusammenhang ist auf die Eigendynamik des Bevölkerungswachstums zurückzuführen und auf den ersten Blick durchaus in malthusianischen Kategorien zu interpretieren. Die Verhältnisse waren jedoch bei näherer Betrachtung wesentlich komplexer: Dort, wo ein größerer Teil der Bevölkerung Zugang zu landwirtschaftlichen Nutzflächen hatte oder wo im Zuge der Markenteilungen zusätzliche Nutzflächen erschlossen wurden und u.U. über Bodenmärkte kursierten, konnte der negative Effekt der Getreidepreisschwankungen mittelfristig erheblich abgeschwächt werden. Hinsichtlich der Auswirkungen der Markenteilung widerspricht dieses Ergebnis der bisherigen Forschungsmeinung.

Welche Ergebnisse lieferten die Analysen nun im Hinblick auf die Wirkungsweise etwaiger Stellenmechanismen? Hier war zunächst festzuhalten, daß der Zusammenhang zwischen Heirat und der Nicht-Säuglingssterblichkeit nicht allein als Indikator für einen Stellenmechanismus im Sinne eines Niscentransfers zwischen den Generationen fungieren kann, sondern die Effekte von Stellenmechanismus und Wiederheirat verbindet. Die Effekte der Variablen lassen jedoch Rückschlüsse auf die Bedeutung einer Ressourcenreallokation innerhalb eines familiären Systems insgesamt zu. Hier sind vor allem drei Aspekte festzuhalten: Erstens hatte der Niscentransfer innerhalb eines familiären Systems über den gesamten Zeitraum hinweg einen signifikanten Einfluß auf das Heiratsverhalten, der zudem ähnlich stark war wie derjenige der Konjunkturvariablen. Zweitens finden sich in der Analyse zum 19. Jahrhundert Hinweise darauf, daß ein solcher Niscentransfer positiv mit der Verbreitung von Landbesitz korreliert war. Drittens scheinen die Markenteilungen dagegen eher auf einen Bedeutungsverlust familiärer Transfermechanismen hingewirkt zu haben.

Es wäre zu prüfen, inwieweit die Auflösung der Gemeinheiten die Herausbildung von Bodenmärkten begünstigte.

Die Zusammenhänge erscheinen insgesamt auch hier als durchaus komplex. Die Analyseergebnisse boten jedoch weder eine Evidenz dafür, daß Stellenmechanismen im Sinne eines *preventive checks* bremsend auf das Bevölkerungswachstum eingewirkt hätten, noch dafür, daß eine solche Wirkung u.U. im Laufe der Zeit verloren gegangen ist.

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß die Bevölkerung in ihrem Heiratsverhalten außerordentlich flexibel auf die sich ändernden ökonomischen Rahmenbedingungen reagierte. Daß demo-ökonomische Zusammenhänge außerordentlich komplex sind und sich kaum in gleichsam „mechanischen“ Gesetzen fassen lassen zeigt sich nicht nur darin, daß sich die Einflußbeziehungen zwischen den demographischen und ökonomischen Parametern im Zeitverlauf grundsätzlich wandelten. Es zeigt sich auch in den niedrigen Determinationskoeffizienten der Regressionsergebnisse. Sie verweisen darauf, daß nur ein kleiner Teil der Faktoren berücksichtigt wurde, die Paare zu einer Heirat veranlaßten. Hier tut sich für zukünftige Arbeiten ein weites Forschungsfeld auf.