JUSTUS-LIEBIG-
UNIVERSITÄT
GIESSEN

SFB 299

Sonderforschungsbereich 299
der
Deutschen Forschungsgemeinschaft

Teilprojekt D3

Forschungsbericht Nr. 1

Demographische und sozioökonomische Prozesse im Lahn–Dill–Bergland

von Stefan Hummelsheim und Rolf Krell

Erstellt an der Professur für Projekt– & Regionalplanung im ländlichen Raum,
Prof. Dr. S. Bauer

Gießen, im Dezember 1997

Inhaltsverzeichnis

1 Zusammenfassung **1**

2 Ausgangspunkt **2**

2.1 Bedeutung der Bevölkerung für sozial–ökonomische Prozesse der Gesellschaft 2

2.2 Datengrundlage 2

2.3 Gemeindegeometrie der Untersuchungsregion 3

2.4 Räumliche Konzentration der Bevölkerungsverteilung 6

2.5 Räumliche Korrelationen der Bevölkerung 8

3 Komponenten des demographischen Modells **10**

3.1 Schätzung der Bevölkerungsdichten 10

3.2 Demographische Prozesse 14

3.3 Bedingte demographische Prognose 18

3.4 Einordnung der Prognose 20

4 Flächennutzung der Bevölkerung **21**

4.1 Charakterisierung der bisherigen Nutzungsstruktur des Untersuchungsraums 21

4.2 Zukünftige Flächennutzung 23

5 Arbeitsaufkommen und -bedarf der Untersuchungsregion **27**

5.1 Charakterisierung der Beschäftigten im Untersuchungsgebiet 27

5.2 Zukünftige Entwicklungen 28

Tabellenverzeichnis

1 Quantile der Normalverteilung für die Signifikanz der räumlichen Einwohnerkorrelationen 10

2 Häufigkeiten und mittlere Wachstumsraten ausgewählter Altersgruppen in zwei Regionen des Untersuchungsgebiets 14

3 Bestimmtheitsmaße für die Erklärung demographischer Prozesse 16

4 Bestimmtheitsmaße für die Zerlegung der Wanderungssalden 18

5 Zukünftige Häufigkeiten und mittlere Wachstumsraten ausgewählter Altersgruppen in zwei Regionen des Untersuchungsgebiets 20

6 Aggregierte Bevölkerungszahlen und demographische Prozesse im Prognoseraum . . . 20

7 Mittlere Flächennutzungsanteile und deren Standardabweichung im Zeitablauf 23

8 Ergebnisse der Diskriminanzanalyse zu den Flächennutzungen der Untersuchungsregion 24

9 Ergebnisse der Regressionsanalyse zu den Flächennutzungen der Untersuchungsregion 25

10 Zukünftige Flächennutzungen und abgeleitete Maße in der Untersuchungsregion . . . 26

11 Parameterschätzungen zu den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in der Untersuchungsregion 29
12 Übergangswahrscheinlichkeiten der Beschäftigten zwischen den Sektoren 30

Abbildungsverzeichnis

1 Räumliche Gemeindestruktur der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill 3
2 Gemeindeflächen und Umfänge in den Kreisen Giessen, Marburg und Lahn-Dill . . . 5
3 Häufigkeiten der Nachbarschaftsbeziehungen mit Abstand l der Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill sowie die der betrachteten theoretischen Packungen . 6
4 Relative Änderungen der Bevölkerungskonzentration im Untersuchungsgebiet 8
5 Einwohnerkonzentration in der Umgebung Giessens 9
6 Räumliche Korrelation der Bevölkerung in den Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn–Dill 9
7 Altersverteilungen der Bevölkerung in zwei Regionen Mittelhessens 13
8 Gegenwarts– und Zukunftswerte demographischer Prozesse 17
9 Zukünftige Altersstruktur der Bevölkerung im Untersuchungsgebiet 19
10 Räumliche Korrelationen der Flächennutzungskategorien in den Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn–Dill 22
11 Gebäudeflächenbedarf pro Kopf in Abhängigkeit der Bevölkerung und der Zeit 26
12 Spektraldichten der trendbereinigten Beschäftigten im Untersuchungsgebiet 28
13 Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte nach Sektoren 28
14 Zukünftige Entwicklungen des Beschäftigtenbedarfs und des regionalen Arbeitspotenials 31

1 Zusammenfassung

Dieser Beitrag setzt sich mit der demographischen und sozioökonomischen Situation in den Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn–Dill in Hessen auseinander. Im ersten Abschnitt wird die räumliche Anordnung der Gemeinden im Untersuchungsgebiet analysiert und Maßzahlen zur räumlichen Bevölkerungsverteilung entwickelt. Der darauf folgende Abschnitt ist der Entwicklung eines demographischen Prognosemodells gewidmet. Die zukünftigen demographischen Veränderungen werden aber nicht folgenlos bleiben, sondern auf andere Variablen/Attribute der Gemeinden zurückwirken. In den beiden letzten Abschnitten werden Beziehungen der Bevölkerungsentwicklung zur Flächennutzung und den vorgeschätzten regionalen Arbeitsmärkten diskutiert. Die wichtigsten Analyseergebnisse sind im folgenden in Form von Thesen zusammengefaßt:

- Die räumliche Gliederung des Untersuchungsgebiets in Gemeinden folgt eigenen Gesetzmäßigkeiten die kaum mit den idealisierten Vorstellungen Thünen's oder Christallers übereinstimmt.
- Die letzten zehn Jahre sind von einer zunehmenden räumlichen Bevölkerungskonzentration gekennzeichnet. Dabei bleibt die räumliche Verteilungsstruktur der Bevölkerung auf die Gemeinden weitestgehend erhalten.
- In der Zukunft wird das Bevölkerungswachstum des Lahn–Dill–Berglands schwächer sein als das der umgebenden Gemeinden. Gegenüber diesen verliert es demnach an Bedeutung.
- In Zukunft werden Jugendliche an demograpischer Bedeutung verlieren und Rentner gewinnen. Dies sollte einerseits bei Investitionsvorhaben deren Auslastung bzw. Rentabilität mit der Altersstruktur zusammenhängt jetzt schon berücksichtigt werden, andererseits kann dies Einfluß auf die Bewertung bestehender Anlagen haben.
- Die räumlichen Flächennutzungsstrukturen der Untersuchungsregionen nähern sich im Zeitablauf einer Gleichverteilung an. Die Unterschiede in der Flächennutzung zwischen "Lahn–Dill–Bergland" und den umgebenden Gemeinden verschwimmen zunehmends.
- Die landwirtschaftliche Flächennutzung verliert auch in Zukunft an Bedeutung. Ob dies von Nachteil oder Vorteil für die landwirtschaftlichen Betriebe ist hängt einerseits von den Eigentumsverhältnissen ab, andererseits von der alternativen Nutzungsform der Fläche bzw. deren Wertgrenzprodukt in der neuen Verwendungsrichtung.
- Die zur Flächenversiegelung beitragenden Verkehrs– und Gebäudeflächen gewinnen an Bedeutung. Weiterhin nimmt der Waldflächenanteil in Zukunft zu. In Zusammenhang mit der schrumpfenden landwirtschaftlichen Flächennutzung sind davon einige gesellschaftliche Funktionen des ländlichen Raums (vgl. Abresch, Bauer u. Hummelsheim [ABH97, S. 93]) nämlich die der Wasserversorgung und die der Aufnahme organischer Abfälle betroffen.
- Das Wachstum der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten wird in der Untersuchungsregion im wesentlichen vom tertiärem Sektor getragen. Da dieser im Lahn–Dill–Bergland einen niedrigeren Anteil an den Beschäftigten hat als in den umgebenden Gemeinden stehen der Wohnbevölkerung auch in Zukunft weniger Arbeitsplätze der Region gegenüber als im Umland.

2 Ausgangspunkt

In diesem Abschnitt gilt das Augenmerk der räumliche Bevölkerungsverteilung. Dazu werden die räumlichen Verteilungen der Erhebungseinheiten analysiert und darauf aufbauend räumliche Zusammenhangsmaße ermittelt.

2.1 Bedeutung der Bevölkerung für sozial–ökonomische Prozesse der Gesellschaft

Die Bevölkerung ist eine wesentliche Determinante für die meisten sozial–wirtschaftlichen Prozesse einer Region. Ohne sie kommen diese Vorgänge zum erliegen. Von der Personenanzahl und ihrer altersmäßigen Struktur werden maßgeblich die regionalen Märkte beeinflußt, etwa durch das Arbeitsangebot oder durch die Flächennachfrage. Wesentliche soziale Einrichtungen wie z.B. Kindergärten, Schulen oder Krankenhäuser sind nahezu direkt mit demographischen Strukturen verbunden. Diese Aufzählung erhebt keinen Anspruch auf Vollständigkeit (der/die interessierte Leser/in sei auf die Literatur zur Demographie z.B. Bähr [Bä92], Feichtinger [Fe73], [Fei79] oder [URL b] verwiesen) und betont lediglich die Bedeutung der Demographie für die Sozial– und Wirtschaftswissenschaften und damit auch für diese Studie.

2.2 Datengrundlage

Wesentliche Datengrundlage für diese Studie bildet die Gemeindestatistik des Landes Hessen. Zur Kennzeichnung der Bevölkerung kann auf folgende Daten zurückgegriffen werden (vgl. auch Krell [Kr97]):

- Personenanzahlen nach Geschlecht, Altersklassen, Jahren und Gemeinden
- Geborene nach Geschlecht, Jahren und Gemeinden
- Gestorbene nach Geschlecht, Jahren und Gemeinden
- Zugezogene nach Erwerbstätigkeit, Zuzugsklasse, Jahren und Gemeinden
- Fortgezogene nach Erwerbstätigkeit, Fortzugsklasse, Jahren und Gemeinden

Diese Zeit– und Querschnittsinformationen bieten keinen unmittelbaren Zugang zu demographischen Prozessen und beschränken damit die Modellbildung. Wünschenswert wären z.B. Informationen zu Geburts– oder Sterbekohorten (Personen, die einen Zeitpunkt der beiden Ereignisse gemeinsam haben) da diese Verteilungen eine leichtere und eindeutigere Identifikation von Fertilität und Mortalität erlaubten.

Neben diesen Informationen sind weiterhin

- die räumliche Ausdehnung der Gemeinden,
- die Flächennutzung nach Flächentypen, Jahren und Gemeinden und
- die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten nach Wirtschaftsbereichen, Jahren und Gemeinden

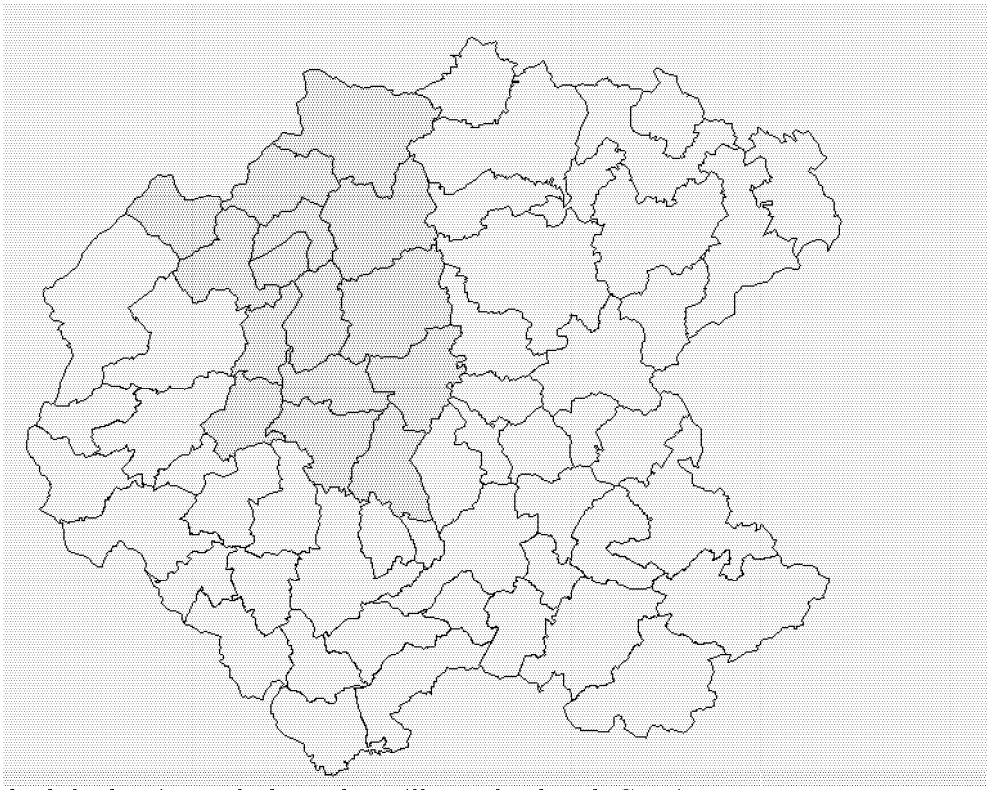
gegeben.

2.3 Gemeindegeometrie der Untersuchungsregion

Demographische Zustände oder Prozesse sind stets an einen Raum gebunden. In einem Raum mit der Ausdehnung "Null" können weder demographische noch soziale oder wirtschaftliche Strukturen existieren.

In der statistischen Erhebungspraxis sind jedoch die Beobachtungen solcher Zustände oder Vorgänge im Raum an diskrete Raumeinheiten gebunden, die den Untersuchungsraum lückenlos überdecken. In unserem Fall sind dies die Gemeinden in ihrer räumlichen Ausdehnung. Das Untersuchungsgebiet dieser Studie und seine räumliche Gliederung ist in Abb. 1 dargestellt.

Abbildung 1: Räumliche Gemeindestruktur der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill



dunkel schattierte Fläche: Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK
Quelle: Krell [Kr97]

Mit der Grafik 1 ist weiterhin die Gliederung des Untersuchungsraums in zwei Regionen gegeben, die in den folgenden Analysen miteinander verglichen werden. Einerseits sind das die Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland – im folgenden mit LDB abgekürzt – und die umliegenden Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, im folgenden mit GML abgekürzt. Nach dem regionalen Raumordnungsplan Mittelhessen für das Jahr 1995 [RROPM95, S. 21] liegen in GML die Oberzentren des Untersuchungsgebiets, nämlich die Universitätsstädte Giessen und Marburg. Diese Region ist gegenüber dem LDB stärker von Verdichtungen geprägt.

Unstrittig dürfte weiterhin sein, daß die Gliederung des Raums in diskrete Erhebungseinheiten einen Einfluß auf die beobachteten Größen hat. Eine feinere Gliederung könnte gegenüber einer gröberen Raumgliederung zu einer erhöhten Merkmalsvarianz führen. Weiterhin sind die Erhebungseinheiten nicht nur von statistischer sondern auch von politischer, administrativer Relevanz. In ihnen gibt es

Konstanten – z.B. politischer (politischer Aggregationsmechanismus durch Mehrheiten), gesetzlicher (Grundsteuerhebesatz), sozialer (räumliche Lage kommunaler sozialer Einrichtungen) oder ordungsrechtlicher (Müllentsorgungsgebühren) Natur – die innerhalb der Gemeinde in jedem Raumpunkt gelten und sich abrupt ändern können, sofern man die Gemeindegrenzen überschreitet. Dies wiederum hat Konsequenzen für größere öffentliche oder private Vorhaben, in die je nach Gemeindegeometrie mehr oder weniger Kommunen eingebunden sind. Die ökonomische oder soziale Dimension solcher Vorhaben wirkt wiederum auf die Bevölkerung der Gemeinden zurück. Insofern gilt es im weiteren die Anordnung der Gemeinden im Raum zu untersuchen.

Die Gemeindeumrisse nach Abb. 1 haben, dem ersten Anschein nach, nichts oder nur sehr wenig gemeinsam. Diese diskrete Aufteilung der Fläche auf Untersuchungseinheiten kann man nun mit theoretischen Parkettierungen vergleichen und erhält so ein Maß für die Zersplitterung eines Raums. Als theoretische Parkettierung bietet sich im Fall der Fläche die euklidische Gliederung in Quadrate an (vgl. Mandelbrot [Ma91, S. 56]). Dazu werden im weiteren zwei Ansätze formuliert, von denen einer auf der Gemeindeform basiert und der andere auf den Nachbarschaftsbeziehungen der Gemeinden.

Zunächst gehen wir von den Gemeindeumfängen und –flächen aus. Bei einer quadratischen Parkettierung gilt:

$$\text{Fläche}^{\frac{1}{2}} \quad \propto \quad \text{Umfang}.$$

Obenstehende Beziehung gilt nicht nur für Quadrate sondern auch für andere Standardfiguren (Mandelbrot [Ma91, S. 121]) der Ebene. Hierunter fallen natürlich auch die aus der Raumwirtschaftstheorie bekannten Thün'schen Kreise (vgl. Bauer u. Hummelsheim [Ba94]) als auch die Sechsecke Christallers (vgl. Höher [Hö97]).

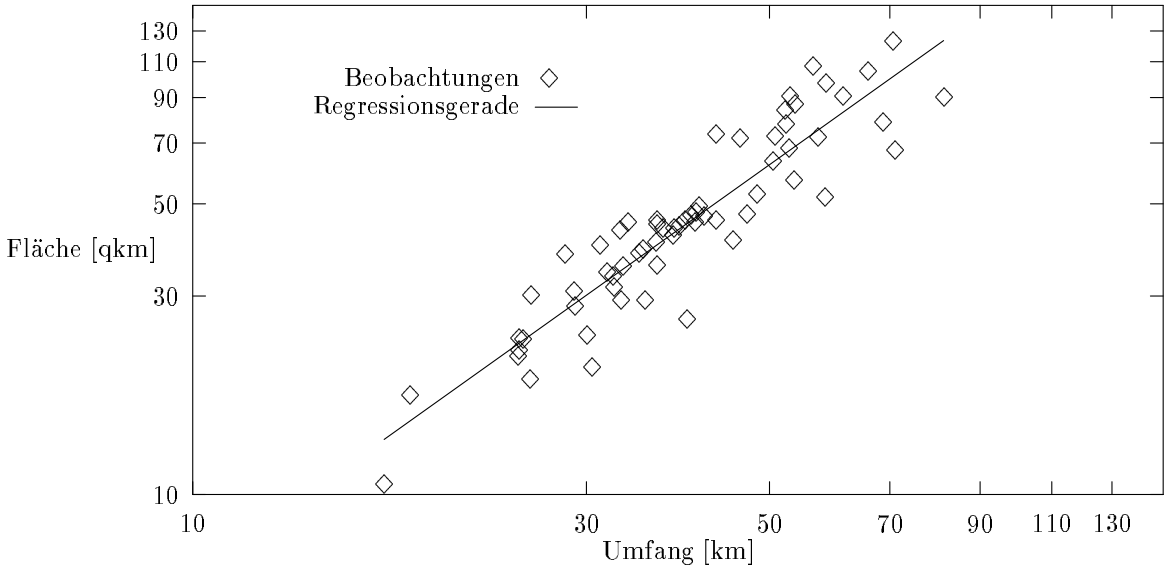
Für die Gemeinden g der drei Kreise setzen wir das Modell

$$\ln(\text{Fläche}_g^{\frac{1}{2}}) \quad = \quad \alpha + \beta \ln(\text{Umfang}_g) + \epsilon_g \tag{1}$$

an, wobei ϵ_g das zu minimierende Residuum ist. Das Bestimmtheitsmaß dieser Regression zwischen Gemeindeumfang und –fläche beträgt $r^2 = 0.8439$ und bestätigt die unterstellte Relation. Die resultierende Regressionsgerade ist in Abb. 2 dargestellt.

Sämtliche geschätzten Parameter sind zu 99% Wahrscheinlichkeit von Null verschieden. Der Kehrwert von β beträgt 1.4125. Folgt man den Darstellungen Mandelbrots [Ma91, S. 123], so stellt dieser Wert die fraktale Dimension der Gemeindegrenzen (bzw. -kurven) dar. Ein 99% Konfidenzintervall für diesen Wert ist [1.2483, 1.6265], so daß er auch von Eins – der Wert Eins würde sich bei quadratischer Parkettierung ergeben – signifikant unterschieden werden kann. Die Gemeindegrenzen wachsen demnach mit zunehmender Fläche stärker als es bei Quadraten der Fall wäre und führen so zu unregelmäßigen Umrisstrukturen. Diese Irregularitäten sind im Kleinen wie im Großen vorhanden. Dies ist insofern überraschend, als daß man hier eine kompaktere Struktur bei Großgemeinden hätte erwarten können.

Abbildung 2: Gemeindeflächen und Umfänge in den Kreisen Giessen, Marburg und Lahn-Dill



mit: qkm: Qudratkilometer, km: Kilometer

Quelle: eigene Darstellung

Einige Versorgungsfunktionen, die häufig in den Gemeinden liegen – wie z.B. Wasser– oder Stromversorgung aber auch Kindergärten etc. – können mit dieser Flächen – Umfangsrelation in Verbindung gebracht werden. So dürften etwa die Kosten der Versorgungsnetze bei kompakter Struktur niedriger sein als bei unregelmäßiger Struktur, wo durch sie auf die kommunalen Finanzhaushalte und auf sozioökonomische Prozesse in den Gemeinden zurück wirken.

Neben der Flächenumfangsrelation der Gemeinden kann als weiteres charakterisierendes Verfahren zur Gemeindegeometrie die Nachbarschaftsanalyse dienen. Hierzu berechnen wir in Anlehnung an Bahrenberg, Giese und Nipper [BGN92, S. 386f.] Distanzmatrizen zwischen den Gemeinden $W_l, l = 1, \ldots, L$ mit den Elementen $w_{l,g,h} \in \{0, 1\}$. Diese sind wie folgt definiert:

- Ein Element von ihnen nimmt den Wert Eins an, falls die Gemeinden g und h den Abstand l haben.
- Der Abstand zweier Gemeinden g und h beträgt Eins, falls beide ein Grenzstück gemeinsam haben.
- Der Abstand beträgt $l > 1$ falls g einen Nachbarn in Entfernung $l - 1$ hat, der gleichzeitig einen Abstand von Eins zu h hat und kein kürzerer Abstand zwischen g und h existiert.

Wie ein Abstandsmaß erwarten läßt, sind die Matrizen W_l symmetrisch, d.h. der Abstand von g zu h ist gleich dem von Abstand h zu g [1].

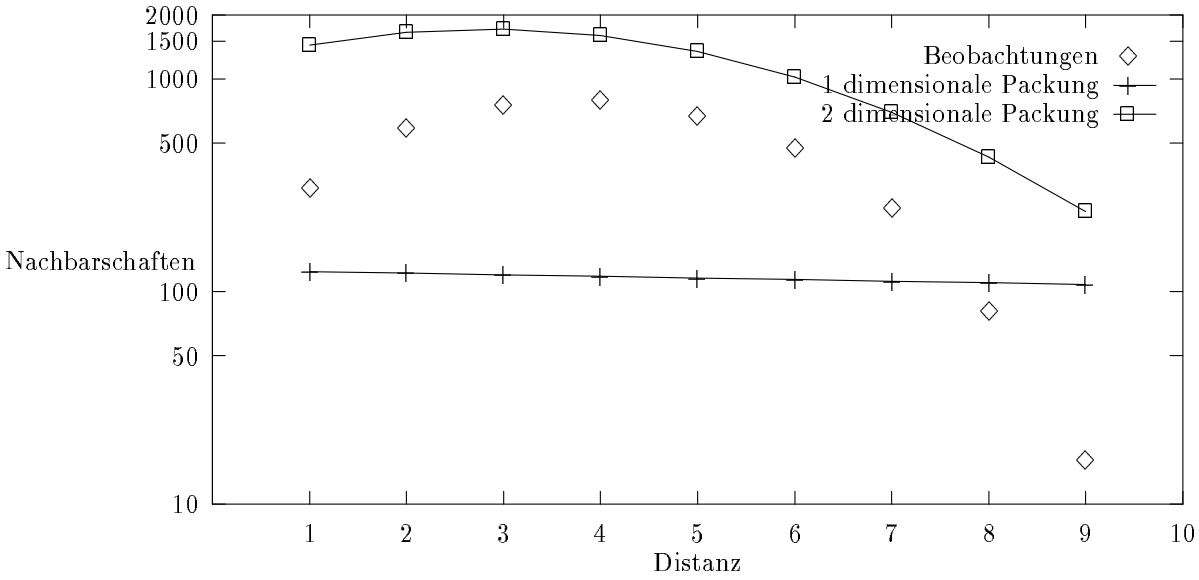
Aus diesen Abstandsmatrizen können wir nun die Häufigkeiten für die Abstände l gewinnen und diese mit theoretischen Parkettierungen der Fläche vergleichen. Wir wählen hierzu zwei – die dimensionalität des Raums kennzeichnende – Parkettierungen mit gleicher Flächenelementanzahl, nämlich

[1] Wahrscheinlich liegt den Abstandsmatrizen in Bahrenberg, Giese und Nipper [BGN92, S. 387, Tab. 9.5] ein Druckfehler zugrunde, da diese nicht symmetrisch sind.

- eine eindimensionale Packung, in der jedes Element bis auf die Randpunkte zwei Nachbarn hat, ähnlich den Intervallen auf einem Zahlenstrahl oder den Thün'schen Kreisen
- eine zweidimensionale Packung, in der jedes nicht auf dem Rand liegende Element 4 Nachbarn hat; dies wird mit einer Unterteilung der Ebene in Quadrate abgebildet.

Letzteres Packungsverfahren kann zu Problemen führen, falls die Wurzel aus der Flächenelementanzahl nicht ganzzahlig ist. In einem solchen Fall werden dann die Packungen für umgebende ganzzahlige Wurzeln berechnet und anschließend durch Interpolation eine Näherungslösung ermittelt. Eine grafische Darstellung zu den Häufigkeiten von Nachbarschaftsbeziehungen mit Distanz l für die Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn–Dill sowie den theoretischen Packungen findet sich in Abb. 3.

Abbildung 3: Häufigkeiten der Nachbarschaftsbeziehungen mit Abstand l der Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill sowie die der betrachteten theoretischen Packungen



Quelle: eigene Darstellung, Berechnung der Distanzen l nach Bahrenberg, Giese und Nipper [BGN92, S. 386f.]

Die Abb. 3 bestätigt in gewisser Weise die Ergebnisse des Flächen–Umfangsvergleichs. Die beobachteten Nachbarschaftsbeziehungen liegen in weiten Bereichen zwischen denen einer ein– und zweidimensionalen Packung. Die Gemeinden der Untersuchungsregion sind deshalb stärker ineinander verzahnt als es eine quadratische Packung – oder eine Christaller'sche Parkettierung – erwarten ließe und in weiten Bereichen weniger stark verzahnt als es eine eindimensionale Packung – wie die der Thün'schen Kreise – erwarten ließe.

2.4 Räumliche Konzentration der Bevölkerungsverteilung

Ziel der empirischen Konzentrationsmessung ist es, Verteilungen eine Maßzahl zuzuordnen, die eine Aussage darüber erlaubt, inwiefern sich die Häufigkeitsmasse auf wenige oder viele Erhebungseinheiten i verteilt. Die Extremwerte dieser Maßzahl werden im Fall einer Gleichverteilung (niedrige Konzentration) oder im Fall, in dem die gesamte Merkmalsmasse auf eine Einheit entfällt, angenommen. Gebräuchliche Maße sind hierbei:

- der Ginikoeffizient, vgl. Hartung [Ha89, S. 50ff.],

- die Entropie $H = -\sum_i p_i \ln p_i$, vgl. Press et al. [Pr94, S. 632ff.] oder
- der Simpsonindex $D = \sum_i p_i^2$, vgl. Schreiner [Sc94, S. 94].

Erstere ist im – Gegensatz zu den anderen Maßen – nur auf metrisch skalierte Merkmale anzuwenden. Allen Maßzahlen ist gemeinsam, daß die räumliche Lage der Erhebungseinheiten i keinen Einfluß auf das Konzentrationsmaß hat, d.h. sie weisen verschiedenen räumlichen Verteilungen der p_i – ob zusammengeklumpt oder gleichmäßig über die Ebene verteilt – stets die gleiche Maßzahl zu. Diese Maßzahlen können damit nicht zur Operationalisierung der Begriffe "Zersiedlung" oder "zentrale Struktur" beitragen (zu dispersen oder konzentrierten Verteilungen vgl. [URL a, Abb. 1]).

Das zu entwickelnde Maß sollte aber räumlich unterschiedlichen Bevölkerungsverteilungen andere Werte zuordnen. Im weiteren wird davon ausgegangen, daß die zu analysierende Region ein endlicher Ausschnitt einer Ebene mit einem Rand ist. Die folgenden Eigenschaften werden unter diesen Bedingungen für wünschenswert gehalten:

- Gleichverteilung über die Ebene oder Konzentration der Bevölkerung auf einen Raumpunkt sollen – wie bei den oben genannten Maßen – zu den Extremwerten des Maßes führen.
- Nimmt man einen zusammenhängenden Raumausschnitt aus der betrachteten Region heraus und ersetzt man die dort beobachtete räumliche Bevölkerungsverteilung durch eine Gleichverteilung so steht die resultierende Gesamtstruktur der Gleichverteilung näher (oder zumindest gleich nah) als der Ausgangssituation (d.h. sie ist "zersiedelter"').
- Schwieriger ist die Frage zu beantworten, ob das Maß invariant gegenüber Drehungen oder Verschiebungen der räumlichen Bevölkerungsverteilung seien sollte. Man stelle sich dazu Regionen vor, in denen nur eine Stadt liegt. In einem Falle möge die Stadt im Zentrum im anderen Fall auf dem Rand der Region liegen. Dann wird hier der erste Fall als "zersiedelter" definiert als der zweite. Damit kommt Ersterer der Gleichverteilung näher als Letzterer.

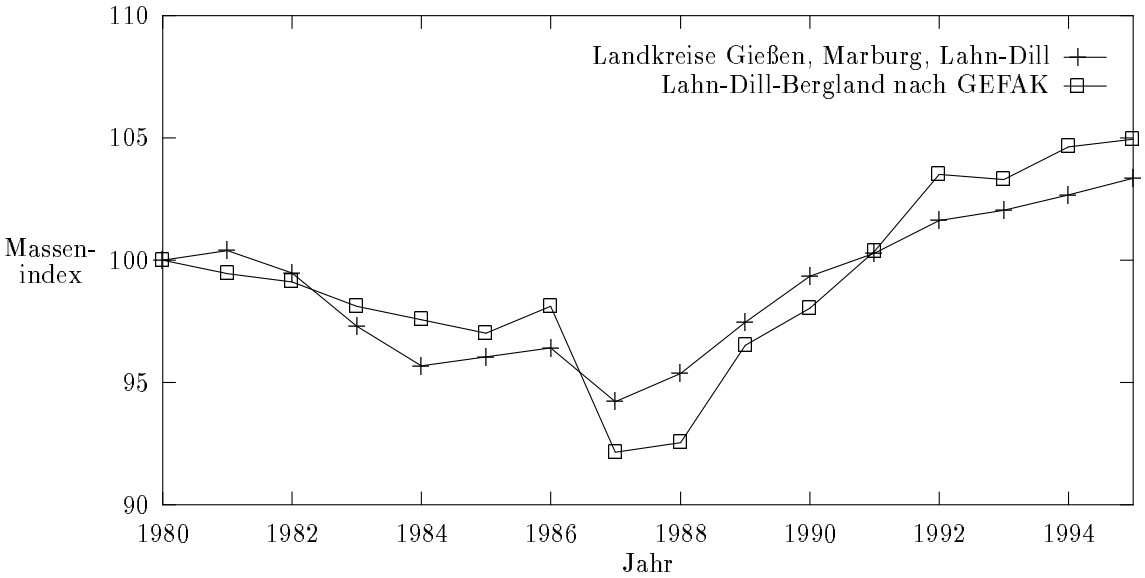
  In einer anderen Situation seien zwei kreisrunde Regionen gegeben, bei denen sich die Lage der Städte in Polarkoordinaten lediglich im Winkel unterscheiden. Dann wird hier davon ausgegangen, daß beide Fälle gleiche die Konzentration aufweisen.

Eine Modellierung dieser Eigenschaften kann mit der Diffusionsgleichung (vgl. Press et al. [Pr94, S. 827, Gleichung 19.0.2] $\frac{\partial y}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x}\left(D\frac{\partial y}{\partial x}\right)$) erfolgen. $y(t, x)$ ist hier die endogene Variable in Abhängigkeit der Zeit t und der Ortskoordinaten x für eine gegebene Konstante D. Wendet man diese auf eine beliebige Ausgangsverteilung an, so führt dies im Zeitablauf zu einer Gleichverteilung und ist damit ergodisch. Als Konzentrationsmaß kann hier die bewegte Masse dienen, die zur Erreichung des Gleichgewichts nötig ist. Die numerische Umsetzung dieses Prozesses erfolgt hier mit der Jacobi–Methode (Press et al. [Pr94, S. 864f.]) und der in Abschnitt Gemeindegeometrie entwickelten W_1 Matrix, die allen Gemeinden ihre nächsten Nachbarn zuordnet. Die Iterationen (bei der hier gegebenen Anzahl von Gemeinden konvergiert das Jacobi–Verfahren noch in "erträglicher" Weise) werden solange fortgesetzt bis die resultierende Verteilung nach dem χ^2–Anpassungstest (Hartung [Ha89, S. 198]) zu gegebener Sicherheitswahrscheinlichkeit nicht mehr von einer Gleichverteilung unterschieden werden kann.

Wendet man das oben beschriebene Verfahren auf die Untersuchungsregion an und nimmt dabei die Bevölkerungsdichten der Gemeinden (Anzahl Personen pro km^2) als Ausgangszustand, so ergibt sich

folgendes Bild (vgl. Abb. 4).

Abbildung 4: Relative Änderungen der Bevölkerungskonzentration im Untersuchungsgebiet



Massenindex: Diffusionsmasse im Jahr t zu Diffusionsmasse des Ausgangsjahrs in Prozent

Quelle: eigene Berechnung

Beide Verläufe der Abb. 4 machen deutlich, daß die Bevölkerungskonzentrationen bis Mitte der achtziger Jahre abgenommen haben und in den neunziger Jahren ein bis dahin nicht erreichtes Niveau annehmen.

Diese Konzentrationszunahme in den letzten zehn Jahren kann mit einer räumlichen Umschichtung der Bevölkerung zu Gemeinden, die entweder selber eine hohe Bevölkerungskonzentration aufweisen (urbane Zentren) oder zu solchen Gemeinden benachbart sind ("Speckgürtel" der Zentren), erklärt werden. Eine von 63 möglichen Perspektiven zu diesen Umschichtungen stellt Giessen in das Zentrum der Betrachtung (vgl. Abb. 5).

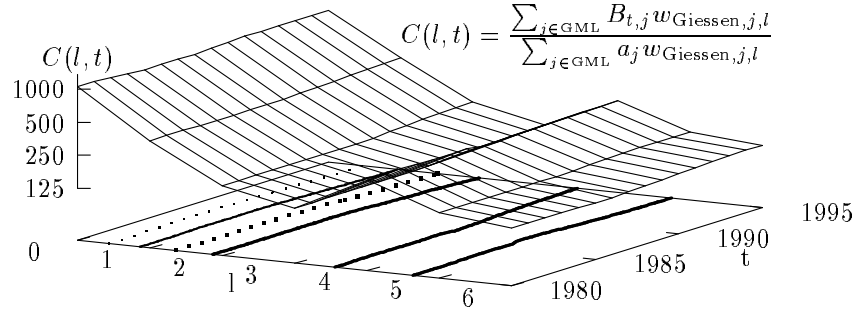
Nach. Abb. 5 nimmt die Einwohnerkonzentration zunächst von Giessen ausgehend ab, steigt bei einem Abstand von vier wieder an (in diese Abstandskategorie fällt die Stadt Marburg), und fällt für weiter entferntere Gemeinden wieder ab. Die Höhenlinien der Einwohnerkonzentration in der $l \times t$–Ebene zeigen an, daß sich die Bereich um die Zentren Giessen und Marburg vergrößert haben. Die Bereiche niedriger Konzentration sind hingegen flächenmäßig zurückgegangen.

2.5 Räumliche Korrelationen der Bevölkerung

In diesem Abschnitt wird der Frage nachgegangen, ob und wenn ja, in welcher Beziehung die Einwohner einer Gemeinde zu denen benachbarter Gemeinden stehen. Dazu berechnen wir für jede Gemeinde g der Kreise Giessen, Marburg und Lahn–Dill das arithmetische Mittel aus den Gemeinden $h_{l(g)}$ mit Abstand l zu g (vgl. Abschnitt Gemeindegeometrie) und korrelieren dies gemäß Bahrenberg, Giese und Nipper [BGN92, S. 391f., Gleichung 9.14] mit den Beobachtungen der Gemeinden g.

Der Grafik 6 entnimmt man, daß die räumlichen Beziehungen der Gemeindeeinwohner über die Zeit relativ konstant geblieben sind. Die Raumeinheiten sind mit ihren Nachbarn der Ordnung l stets

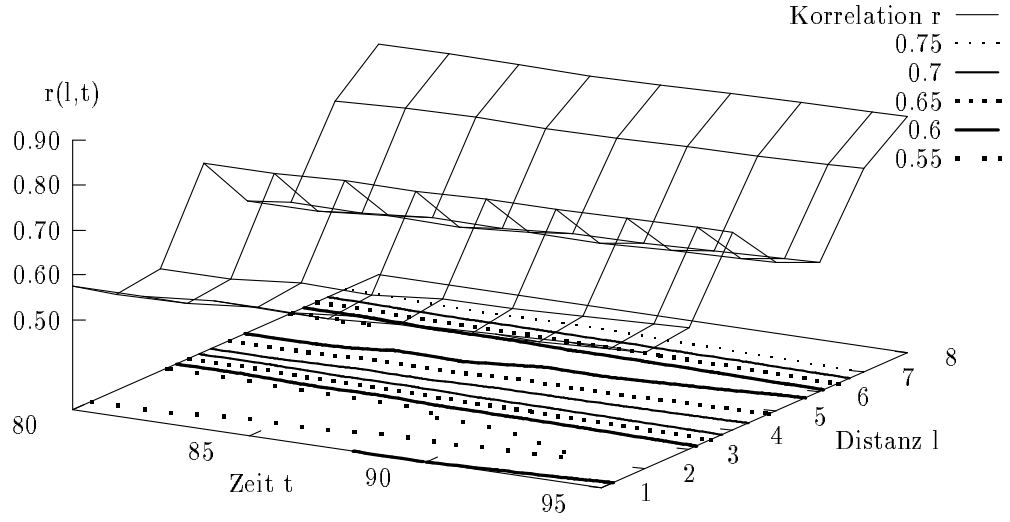
Abbildung 5: Einwohnerkonzentration in der Umgebung Giessens



mit: GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, $C(l,t)$: räumliche Konzentration der Bevölkerung in Wohnbevölkerung pro Quadratkilometer, l: Distanz zu Giessen, t: Zeit, $B(t,j)$: Wohnbevölkerung der Gemeinde j, $a(j)$: Fläche der Gemeinde j in Quadratkilometer, $w_{\mathrm{Giessen},j,l}$: Distanzmatrizen (vgl. Abschnitt Gemeindegeometrie)

Quelle: eigene Berechnung

Abbildung 6: Räumliche Korrelation der Bevölkerung in den Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn–Dill



mit: $r(l,t)$: räumliche Korrelation in Abhängigkeit der Gemeindedistanz l und der Zeit t

Quelle: eigene Berechnung

positiv korreliert. Dies unterstreicht die räumliche Abhängigkeit bzgl. der Einwohnerzahlen. Einer Gemeinde dürfte es demnach schwerfallen, sich bezüglich der Einwohnerzahl von den Entwicklungen der Nachbargemeinden abzusetzen. Eine "eigenständige", d.h. räumlich unabhängige Einwohnerentwicklung der Gemeinden ist zumindest aus den Vergangenheitswerten nicht zu erwarten. In der Tabelle 1

sind abschließend die normalverteilten Prüfgrößen für die beidseitigen Hypothese, daß die räumlichen Korrelationen verschwinden, berechnet.

Tabelle 1: Quantile der Normalverteilung für die Signifikanz der räumlichen Einwohnerkorrelationen

	l_1	l_2	l_3	l_4	l_5	l_6	l_7	l_8
80	6.39	8.41	9.96	13.06	10.01	5.73	6.48	4.57
81	6.37	8.39	9.91	13.02	9.97	5.70	6.51	4.57
82	6.38	8.44	9.97	13.07	10.02	5.73	6.59	4.59
83	6.46	8.59	10.14	13.24	10.19	5.85	6.62	4.59
84	6.57	8.75	10.33	13.41	10.37	5.97	6.66	4.59
85	6.60	8.77	10.34	13.42	10.39	5.99	6.62	4.57
86	6.53	8.71	10.25	13.35	10.31	5.94	6.61	4.56
87	6.83	9.03	10.71	13.74	10.72	6.20	6.62	4.61
88	6.78	8.97	10.62	13.65	10.64	6.16	6.65	4.60
89	6.76	8.96	10.60	13.62	10.61	6.16	6.69	4.59
90	6.77	8.98	10.64	13.65	10.63	6.19	6.74	4.62
91	6.82	9.07	10.73	13.74	10.72	6.25	6.76	4.63
92	6.85	9.12	10.79	13.78	10.76	6.28	6.75	4.64
93	6.90	9.22	10.89	13.87	10.86	6.35	6.77	4.65
94	6.94	9.28	10.96	13.92	10.91	6.39	6.81	4.67
95	6.99	9.37	11.06	13.99	10.99	6.44	6.85	4.67

Zeilen: Beobachtungsjahre, Spalten: räumliche Distanz $l_{...}$

Quelle: eigene Berechnungen nach Bahrenberg, Giese und Nipper [BGN92, S. 393, Gleichung 9.19]

Die hohen Werte der Tabelle 1 sprechen deutlich für die Signifikanz der gefundenen räumlichen Korrelationen.

Zusammenfassend kann damit festgehalten werden, daß die letzten zehn Jahre von einer zunehmenden räumlichen Bevölkerungskonzentration gekennzeichnet sind. Bei diesem Konzentrationsprozeß bleibt die räumliche Verteilungsstruktur der Bevölkerung auf die Gemeinden weitestgehend erhalten.

3 Komponenten des demographischen Modells

Dieser Abschnitt dient der Entwicklung eines demographischen Modells zur Bevölkerungsprognose. Ausgehend von den beobachteten Bevölkerungsverteilungen werden demographische Prozesse statistisch geschätzt und eine Prognose erarbeitet.

3.1 Schätzung der Bevölkerungsdichten

Die primären Daten zur Bevölkerung in dieser Studie beziehen sich auf die Einwohner am Ort der Hauptwohnung nach Geschlecht, Altersklassen, Jahren und Gemeinden zum 31. Dezember jeden Jahres. Sie sind damit bezüglich dieser Attribute diskret und geben nur einen Ausschnitt der tatsächlichen Verteilung wieder. Für das Merkmal Geschlecht ist offensichtlich eine feinere Untergliederung kaum sinnvoll. Für die Zeit, die Altersklassen und den Ort gilt hingegen, daß diese Merkmale durch eine

aggregierende Funktion aus der tatsächlichen Verteilung entstanden sind. Die Frage "Wieviel Jugendliche lebten (bzw. hatten ihre Hauptwohnung) im Juni 1982 im Ortsteil x der Gemeinde g?" macht deutlich, daß die vorliegenden Daten lediglich eine Randverteilung einer sehr differenzierten realen Dichte darstellen.

In diesem Abschnitt soll ein Teil dieser tatsächlichen Verteilung aus dem Aggregat rekonstruiert werden. Dies gelingt natürlich nicht ohne Annahmen zur originären Bevölkerungsverteilung. Die Frage zur unterjährigen Bevölkerungsverteilung ist eng mit der Frage nach Saisonalitäten verbunden und keinesfalls bedeutungslos, wenn man z.B. nach den "eintage"–alten Kindern zu allen Monaten des Jahres fragte um damit einen Hinweis auf Belastungsspitzen der Krankenhäuser zu erhalten. Da zur Saisonalität keine weiteren Informationen vorliegen wird hier auf eine weitergehende Differenzierung verzichtet. Das gleiche gilt für die räumliche Auflösung. D.h. eine Frage wie "Welche Bevölkerungsgruppe dominiert eine bestimmte Unterraumeinheit einer Gemeinde?" wird zunächst zurückgestellt, obwohl auch diese Frage von Bedeutung sein kann (man denke hier z.B. an altersspezifische Nachfragen denen ein lokales bzw. kommunales Angebot gegenübersteht).

Eine Differenzierung ist hingegen für die Altersklassen möglich. Zeichnet man die Histogramme zu den gegebenen acht Altersklassen, so fallen diese recht diskontinuierlich aus. Die tatsächliche Verteilung dürfte wesentlich kontinuierlicher gewesen sein. Dies allein schon aus dem Grund, daß in einem Jahr nicht nur acht verschiedene Geburtsjahrgänge gezählt werden sondern wahrscheinlich 70 und mehr[2]. Ein Graph mit 70 oder mehr Sprungstellen bzw. dessen Verteilungsfunktion wird aber durch eine kontinuierliche Funktion besser angepaßt als die gegebene achtgliedrige Verteilung. Hier wird angenommen, daß die unbekannten "Sprunghöhen" der originären Verteilung mit ihren Nachbarn korreliert sind und das abrupte Änderungen, wie es die Histogramme der Altersklassen nahe legen, eher selten sein dürften.

Zur Modellierung einer kontinuierlichen Dichte wird ein polynomiales Modell angesetzt:

$$
\begin{aligned}
d_i(x) &= a_i + b_i x + c_i x^2 && (2)\\
h_i &= \int_{k_{i-1}}^{k_i} d_i(x)\,dx \quad \forall 1 < i \leq I && (3)\\
d_{i-1}(k_{i-1}) &= d_i(k_{i-1}) \quad \forall 1 < i \leq I && (4)\\
\left.\frac{d\,d_{i-1}}{dx}\right|_{k_{i-1}} &= \left.\frac{d\,d_i}{dx}\right|_{k_{i-1}} \quad \forall 1 < i \leq I && (5)\\
h_1 &= \int_0^{k_1} d_1(x)\,dx && (6)\\
g &= \int_0^1 d_1(x)\,dx && (7)\\
d_I(k_I) &= 0; && (8)
\end{aligned}
$$

mit: $d_i(x)$: interpolierende Polynome zweiten Grades für die Altersklasse $i = 1, \ldots I$, h_i: Häufigkeit der Altersklasse i, k_i: obere Altersgrenze der Altersklasse $i = 1, \ldots, I$ wobei $k_I = 100$ angenommen wurde, x: Alter, g: Geborene

[2]Betrachtet man nicht nur gannzzahlige Geburtsjahrgänge sonder läßt auch beliebige Brüche zu, nähert sich die Zahl der derjenigen Stufen der Einwohnerzahl an.

Die Funktionen $d_i(x)$ geben genau die beobachteten Häufigkeiten wieder. Die resultierende Dichte ist glatt, d.h. besitzt in jedem Punkt gleiche links– bzw. rechtsseitige Grenzwerte und erste Ableitungen. Diese stetigen Dichten (bzw. ihre Parameter) werden nun für

- die beiden Geschlechter,
- die Jahre von 1980 bis 1995 und
- für die beiden interessierenden Regionen, nämlich
  - das Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK
  - die das Lahn–Dill–Bergland umgebenden Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill

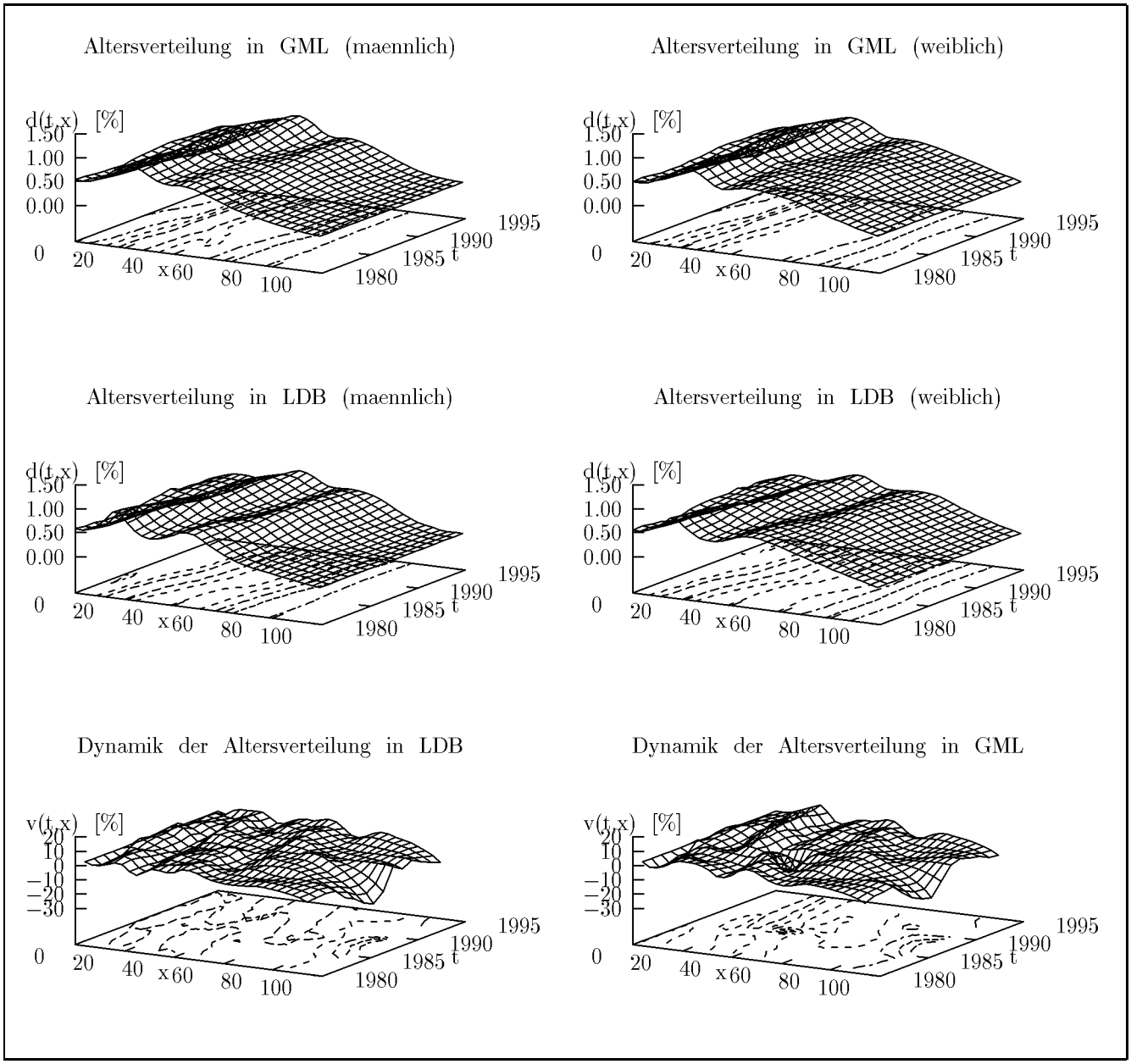
berechnet. In Abbildung 7 sind diese Entwicklungen visualisiert.

Die Dichten nach Abb. 7 sind annahmegemäß glatt bzgl. des Alters. Für die Zeit gilt ähnliches, obwohl diese Eigenschaft nicht gefordert worden war. Insgesamt kann man gut erkennen wie die Gipfel der Verteilungen im Zeitablauf kontinuierlich in Richtung höherer Altersstufen driften. Die größten Unterschiede zwischen beiden Regionen bestehen bei den ca. 15– und ca. (25–30)–jährigen Personen. Erstere sind im Lahn–Dill–Bergland deutlich stärker vertreten als in den umliegenden Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn–Dill. Für die (25–30)–jährigen trifft das Gegenteil zu. Dies mag daran liegen das Universitätsstädte wie Giessen und Marburg gerade diese Altersgruppe stark anziehen (bezogen auf den ersten Hauptwohnsitz). Geht man davon aus, daß bei den Frauen in dieses Altersintervall auch die meisten Geburten fallen, so sind die Unterschiede am linken Rand der Verteilung unerwartet niedrig. Weiterhin bleiben beide Differenzen im Zeitablauf weitgehend bestehen. Für die ca. 50–jährigen Personen gilt dies nicht. Diese sind zu Beobachtungsbeginn im Lahn–Dill–Bergland stärker vertreten als in den umgebenden Gemeinden. Dieser Extremwert wandert aber mit der Zeit in höhere Altersstufen und nimmt betragsmäßig ab, so daß sich die Regionen einander annähern. Diese Wechselwirkung zwischen Alter und Zeit könnte einerseits historische Gründe haben (die sich bei ergodischen Prozessen "auswachsen") oder andererseits auf eine "echte" Änderung der Lebensverhältnis–Differenz hindeuten. Die Veränderungen der Dichten im Zeitablauf zeigt, daß für die jüngeren Altersgruppen – bei denen die Bevölkerungsänderungen weitgehend unabhängig von der Mortalität ist – die Wanderungsbewegungen einen wichtigen Beitrag zur Bevölkerungsstruktur liefern. Diese ist im Lahn–Dill–Bergland nicht so stark ausgeprägt wie in den umgebenden Gemeinden der Kreise Giessen, Marbug und Lahn–Dill. In beiden Regionen wird die Änderung für die oberen Altersklassen stark negativ. Diese nimmt bei einem Alter von 100 den Wert -100% an da – annahmegemäß – keiner dieses Alter überlebt.

Neben dieser kontinuierlichen Betrachtung der Altersstruktur können mit Hilfe stetiger Dichten auch die Anteile beliebiger Altersgruppen bestimmt werden. Für einige Altersgruppen mit altersspezifischer/m Nachfrage/Angebot von Gütern oder Dienstleistungen sind die Bevölkerungsanteile in Tab. 2 dargestellt.

Durch die Aggregation in Tab. 2 gehen natürlich einige Unterschiede der stetigen Verteilungen verloren. Die Altersgruppen der Kleinkinder bis zu den 16–jährigen – die höchstwahrscheinlich einen Schulabschluß erreicht haben – ist im Lahn–Dill–Bergland stärker vertreten als in den umliegenden

Abbildung 7: Altersverteilungen der Bevölkerung in zwei Regionen Mittelhessens



mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, GML-LDB: Differenzen in den Altersverteilungen, $d(t,x)$: Altersdichte in Abhängigkeit der Zeit t und des Alters x, $P(t,x)$: Personenanzahl der x–jährigen zur Zeit t, $v(t,x) = \frac{P(t,x)-P(t-1,x-1)}{P(t-1,x-1)}$: Dynamik der Altersverteilung

Quelle: eigene Berechnung

Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill. Geht man davon aus, daß die räumliche Mobilität dieser Gruppen sehr gering ist, so nehmen die Gemeinden des Lahn–Dill–Berglands die mit diesen Gruppen verbundenen Funktionen selber war. Für die darüber liegende Altersklasse kehrt sich das Vorzeichen jedoch um. Für die Erwerbstätigen und Rentner des Lahn–Dill–Berglands ergeben sich niedrigere Anteile.

Die Wachstumsraten (vgl. Tab. 2) fallen in beiden Regionen bis auf die 10 bis 19 jährigen positiv aus.

Tabelle 2: Häufigkeiten und mittlere Wachstumsraten ausgewählter Altersgruppen in zwei Regionen des Untersuchungsgebiets

Jahr	Region	Altersklassen in Jahren						
		0 - 4	4 - 6	6 - 10	10 - 16	16 - 19	16 - 65	> 65
1980	GML	4.09	2.05	4.44	8.38	5.12	67.37	13.67
1980	LDB	4.48	2.31	5.15	10.17	5.85	64.18	13.71
1995	GML	4.20	2.20	4.42	6.22	3.14	68.03	14.93
1995	LDB	4.39	2.43	5.07	7.44	3.56	65.55	15.12
$\bar{W}_x$	GML	0.73	1.01	0.53	-1.41	-2.67	0.57	1.10
$\bar{W}_x$	LDB	0.43	0.87	0.43	-1.54	-2.73	0.63	1.15

mit: Häufigkeit: Anteil der Altersklasse an der Bevölkerung in Prozent, $\bar{W}_x$: arithmetisches Mittel der jährlichen Wachstumsraten einer Altersklasse in Prozent, LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören

Quelle: eigene Berechnungen

Diese Bevölkerungsgruppe hat im Schnitt der Jahre an Bedeutung verloren. Zieht man aber zusätzlich die in Abb. 7 dargestellten Änderungen in Betracht, so tendiert das Wachstum in den letzten Jahren eher gegen Null.

3.2 Demographische Prozesse

Unter demographischen Prozessen versteht man die Vorgänge die auf eine Änderung der Bevölkerungspyramide bzw. Verteilung hinwirken. Die daraus resultierenden Flüsse sind die der Geborenen G, der Gestorbenen M sowie der Zu– und Fortgezogenen. Letztere werden hier zum Wanderungssaldo W zusammen gefaßt, so daß folgende Gleichung

$$B_t - B_{t-1} \quad = \quad G_t - M_t \pm W_t \tag{9}$$

die Beziehung zwischen zwei zeitlich aufeinanderfolgenden Bevölkerungszahlen (jeweils am Ende eines jeden Jahres) B_t und B_{t-1} beschreibt. Auf die nähere Analyse des Wanderungssaldos wird im Abschnitt Prognose eingegangen. Dabei können G_t und M_t wiederum als Funktion der Bevölkerung B_t aufgefaßt werden. Es ist naheliegend anzunehmen, daß diese Funktionen in einer Beziehung zur Altersstruktur der Bevölkerung stehen, die nicht notwendigerweise im Zeitablauf konstant sein muß. So hängen die Geburten von der Besetzung der Frauenaltersgruppen ab[3], während die Verstorbenen höchstwahrscheinlich – in Deutschland – mit den Personen gehobenen Alters korreliert sind. Bei beiden Vorgängen wird sich der funktionale Bezug zur Altersstruktur im Zeitablauf ändern, sei es durch gewandelte gesellschaftliche Wertvorstellungen (z.B. Nuptialität) oder durch medizinisch–biologischen Fortschritt. In dieser Studie wird angenommen, daß sich diese Bestimmungsfaktoren durch eine kontinuierliche Funktion der Zeit darstellen lassen (vgl. hierzu auch die von Foerster Gleichung in Müller [Mü93, 255ff.]), so daß Fertilität $f(t,x)$ und Mortalität $m(t,x)$ in folgendem Zusammenhang mit der bereits abgeleiteten Altersstruktur $d(t,x)$ stehen:

[3]für die Männer wird vielleicht auch ein Zusammenhang bestehen, der aber wahrscheinlich nicht so sehr an bestimmte Altersgruppen gebunden ist da *pater semper incertus*.

$$M_{t,s} = \int_0^{100} m_s(t,x) d_s(t-1,x)\, dx \tag{10}$$

$$G_{t,s} = s_s(t) \int_{15}^{40} f(t,x) d_{\text{weiblich}}(t-1,x)\, dx \tag{11}$$

mit: $M_{t,s}$: Gestorbene des Geschlechts s im Jahr t, $G_{t,s}$: Geborene des Geschlechts s im Jahr t, $m_s(t,x)$: einjährige Sterbewahrscheinlichkeit des Geschlechts s in Abhängigkeit des Alters x und der Zeit t, $f(t,x)$: einjährige Geburtenwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit des Alters x und der Zeit t, $s_s(t)$: Wahrscheinlichkeit für männliche oder weibliche Geborene in Abhängigkeit der Zeit, $d_s(t,x)$: Bevölkerungsdichte im Jahr t des Geschlechts s

Mit der Funktion $s_s(t)$ wird unterstellt, daß das Geschlechterverhältnis der Geborenen eine Funktion der Zeit ist, und daß es unabhängig von anderen Einflußgrößen – wie z.B. dem Frauenalter – ist. Weiterhin ist hier ein "eingeschlechtliches" Modell implementiert worden, d.h. die Geburten sind unabhängig vom männlichen Teil der Bevölkerung, was streng genommen natürlich nicht richtig ist und nur als Annäherung an die realen Bedingungen der Fertilität interpretiert werden kann.

Im weiteren müssen nun die Funktionsformen spezifiziert, das statische Modell formuliert und die Parameter geschätzt werden. Wie zu Beginn dieses Abschnitts dargestellt, sind Mortalität und Fertilität im Zeitablauf nicht zwingend konstant mit der Dichte d verbunden, d.h. zwischen Zeit und Alter kann eine Wechselwirkung existieren. Ein quadratisches Polynom $P^2(t,x)$ der Zeit t und des Alters x ist eine mögliche und einfache Form, die diese Eigenschaft erfüllt. Für die Funktion $P^2(t,x)$ können aber stets zwei Symmetrieachsen angegeben werden, eine Eigenschaft, die für die Fertilität nicht unbedingt wünschenswert ist. Hier scheint eine rechtsschiefe Verteilung der Geburten auf die Frauenaltersklassen sinnvoller (Wenn z.B. der "Alterspeak" der Fertilität in einem Jahr bei den 25–jährigen liegt, so wird die Funktion an der Stelle 15 einen anderen Wert annehmen als an der Stelle 35). Aus diesem Grund wählen wir hier die Form $P^2(t,\ln x)$. Weiterhin dürfen diese Funktionen nur positive Werte annehmen. Dies kann durch Funktionen der Form $y(t,x) = e^{P^2(\ldots\ldots)}$ berücksichtigt werden. Damit entsteht aber das Problem, daß die Lösungen der Gleichungen 10 oder 11 nicht explizit angegeben werden kann. Aus diesem Grund wählen wir eine Näherung der Form $\sum_{x=1}^{100} m_s(t,x) \int_{x-1}^{x} d_s(t,x)\, dx$. Ähnlich wird die Fertilität behandelt.

Zur Formulierung der statistischen Modelle müssen nun noch die Fehlerterme bzw. Residuen in die Gleichungen 10 und 11 eingearbeitet werden. Dies ist mit der Frage verbunden, wie sich geschätzte und tatsächliche Mortalitäts– bzw. Fertilitätsfunktionen unterscheiden. Hier erwies sich ein multiplikatives Fehlermodell als geeignet. Einerseits ist dieses im Bestimmtheitsmaß dem additiven Modellansatz überlegen, andererseits ist es plausibler in der Zuordnung der Fehler zu den Altersgruppen als der additive Ansatz. Ein additives Modell würde bei der Mortalität zu gleichmäßigen, fehlerbedingten Verschiebungen der Mortalitätsfunktionen führen. Dies wird besonders im Bereich der jungen Altersgruppen problematisch: die Säuglingssterblichkeit wäre dann den selben Schwankungen ausgesetzt wie

die hoher Altersgruppen. In einem multiplikativen Modell werden hingegen unerklärliche Schwankungen in der Zeitreihe der Gestorbenen hauptsächlich durch den älteren Teil der Bevölkerung getragen, da deren Funktionswert größer ist.

Die multiplikativen Modelle führten jedoch in Voruntersuchungen zu korrelierten Residuen. Nach Hartung [Ha89, S. 678ff.] läßt dies einen Moving Average Prozeß (kurz: MA) vermuten. Neben dem statistischen Gesichtspunkt scheint ein MA-Prozeß auch inhaltlich gerechtfertigt zu sein.

Sterben außergewöhnlich viele Menschen in einer Zeitperiode bzw. werden geboren, bedingt durch besondere Ereignisse wie z.B. besonders warme Sommermonate oder hohe Ozonwerte, die zu einer höheren Sterblichkeit führen, so ist in der darauffolgenden Periode mit einer niedrigeren Sterblichkeit oder Fertilität zu rechnen. Damit können die durch diese Ereignisse betroffenen Personen in der darauffolgenden Periode nicht mehr oder nur gering zur beobachteten Mortalität oder Fertilität beitragen. In dieser Studie erwies sich ein MA(2)–Prozeß als geeignet.

Für die Funktionen $s_s(t)$ (Geschlecherverhältnis der Geborenen) führte das "naheliegende" Modell $s_{s,t} = \bar{s} + \varepsilon_t$ mit konstantem Geschlechterverhältnis $(\bar{s}, 1 - \bar{s})$ ebenfalls zu korrelierten Residuen und die Spektraldichten der Residuen sprechen für eine trigonometrische Funktionsform.

Insgesamt führen diese Überlegungen zu folgenden Regressionsgleichungen:

$$\ln[M_{t,s}] = \ln\left[\sum_{x=1}^{100} e^{P_s^2(t,x)} \int_{x-1}^{x} d_s(t,x)\,dx\right] + \varepsilon_{t,s} + \theta_{1,s}\varepsilon_{t-1,s} + \theta_{2,s}\varepsilon_{t-2,s} \tag{12}$$

$$\ln[G_t] = \ln\left[\sum_{x=15}^{40} e^{P^2(t,\ln x)} \int_{x-1}^{x} d_{\text{weiblich}}(t,x)\,dx\right] + \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2} \tag{13}$$

$$\frac{G_{t,\text{männlich}}}{G_t} = s + \alpha\sin(\pi\lambda t) + \beta\cos(\pi\lambda t) + \varepsilon_t \tag{14}$$

Zur Sicherung der Invertierbarkeit des MA–Prozesses (vgl. Hartung [Ha89, S. 681f.]) muß für die Regressionsgleichungen zusätzlich gefordert werden, daß die Nullstellen des z–Polynoms $1+\theta_1 z+\theta_2 z = 0$ betragsmäßig größer Eins sind. Damit gelingt die Modellierung einer normalverteilten Zufallsgröße ε bis hin zu einem "Randomwalk" mit Drift, je nach den Werten der Parameter θ_1 und θ_2.

Die Gleichungen 12 bis 14 werden nun für die beiden Regionen, das Lahn–Dill–Bergland (LDB) und die umgebenden Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, geschätzt. Die zugehörigen Bestimmtheitsmaße sind in Tab. 3 zusammengestellt.

Tabelle 3: Bestimmtheitsmaße für die Erklärung demographischer Prozesse

	Mortalität		Fertilität	Geschlechterverhältnis
	männlich	weiblich		
LDB	0.9950	0.9937	0.9639	0.5730
GML	0.9978	0.9978	0.9811	0.4800

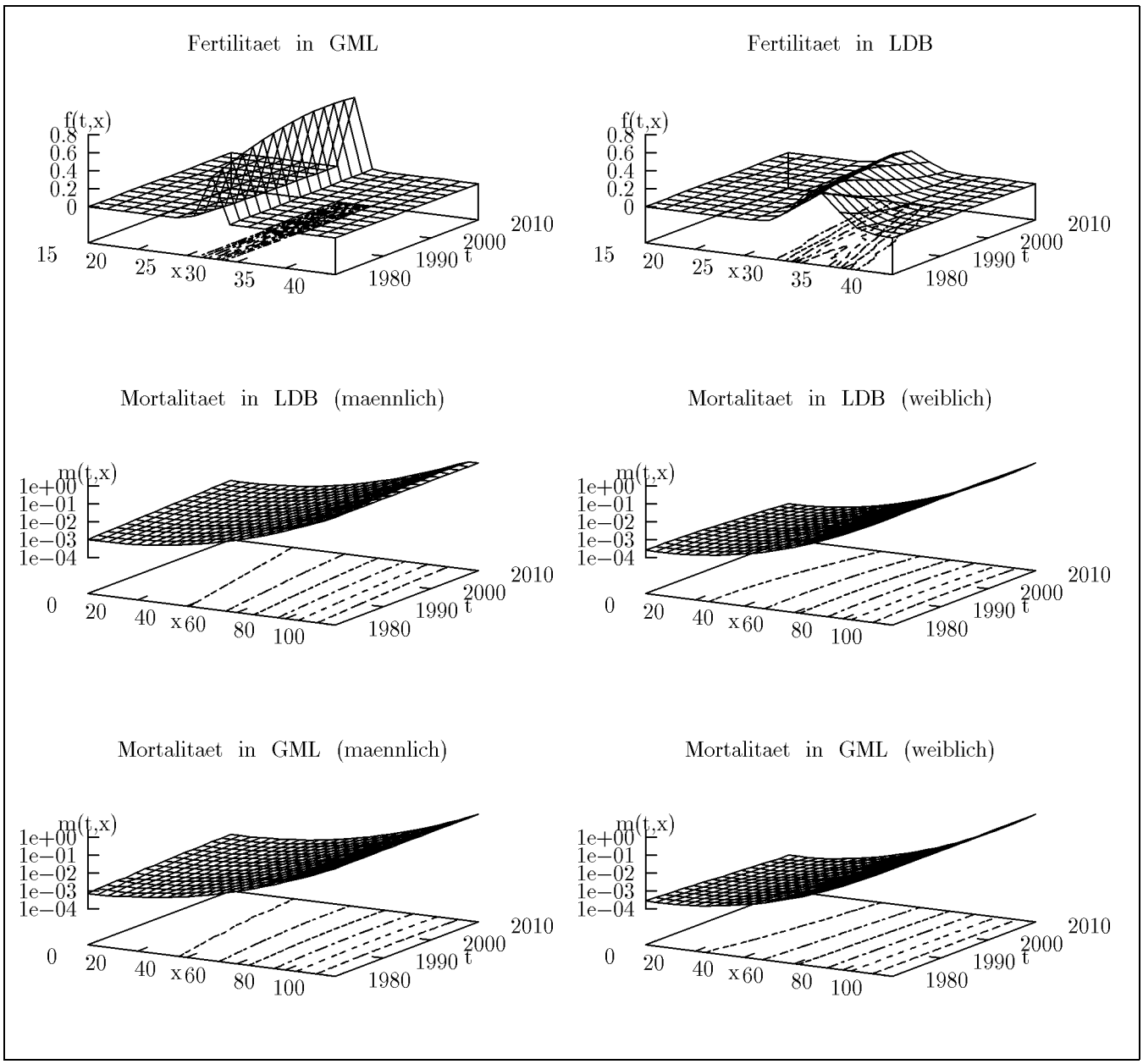
mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören
Zur Definition der Prozesse vgl. vorausgehenden Text.

Quelle: eigene Berechnungen

Insgesamt gesehen können die Modelle die Beobachtungen gut wiedergeben. Selbst das in einigen Studien konstant gehaltene Geschlechterverhältnis – solche Regressionsformen haben ein Bestimmtheitsmaß von Null – kann durch die trigonometrische Form noch näher erklärt werden.

Abschließend sind die Werte der Mortalitäts– und Fertilitätsfunktionen in Abb. 8 dargestellt.

Abbildung 8: Gegenwarts– und Zukunftswerte demographischer Prozesse



mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Berglands nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, Mortalität: einjährige Sterbewahrscheinlichkeit (vgl. Gleichung 10), Fertilität: einjährige Geburtenwahrscheinlichkeit (vgl. Gleichung 11)

Quelle: eigene Berechnung

Nach Abb. 8 ist die einjährige Geburtenwahrscheinlichkeit im Lahn–Dill–Bergland deutlich flacher als in den umgebenden Gemeinden. Weiterhin fallen dort zu Beobachtungsbeginn deutlich mehr Geburten

in eine höhere Altersstufe der Frauen als in der Referenzregion. Diese Differenz wird im Zeitablauf abgebaut, bedingt durch Wechselwirkungen von Zeit und Alter in den Fertilitätsfunktionen. Wechselwirkungen prägen ebenfalls den Verlauf der Sterblichkeiten beim weiblichen Geschlecht. Ein Ursache hierfür liegt sicherlich im medizinisch–technischen Fortschritt.

3.3 Bedingte demographische Prognose

Für eine Prognose der Bevölkerungsstruktur und –anzahl müssen neben den natürlichen Veränderungen auch die Wanderungsbewegungen der Zukunft bestimmt werden. Diese sind, wie die anderen Prozesse, durch eine Vielzahl sozioökonomischer Motivationen getragen. Im Gegensatz zur Mortalität und Fertilität kann hier jedoch nicht angenommen werden, daß sie sich als kontinuierliche Funktion der Zeit darstellen lassen. Dies wird deutlich, wenn man sich die Wachstumsraten in Abb. 7 anschaut. Diese geben im unteren und mittleren Alterssegment Näherungsweise die Wanderungen an, sofern man von der geringen Mortalitätsrate dieser Altersklassen absieht. In diesem Bereich ist aber keine einheitliche Struktur über den gesamten Beobachtungszeitraum erkennbar. Schwer bzw. schlecht zu prognostizierende Größen – wie z.B. die Wiedervereinigung Deutschlands oder geänderte rechtliche Rahmenbedigungen – die einen diskontinuierlichen Verlauf in der Zeit zeigen, haben einen starken Einfluß auf die Migration. Dies scheint nicht nur für das zahlenmäßige Aufkommen sondern auch für die Altersstruktur der Wandernden zu gelten.

Zunächst kann nach Gleichung 9 grundsätzlich – sofern man diese auf Altersgruppen $x, x = 1, \ldots, 100$ überträgt – die exakte Altersstruktur des Wanderungssaldos $W_{t,x}$ ermittelt werden. Diese Salden kann man wiederum auf die Personen $P_{t,x}$ im entsprechenden Altersintervall beziehen und mit dem Ansatz

$$\frac{W_{t,x}}{P_{t,x}} = \alpha_t \beta_x + \varepsilon_{t,x} \tag{15}$$

in eine Alterskomponente β_x und eine Zeitkomponente α_t zerlegen. Die Bestimmtheitsmaße dieses Ansatzes sind in Tab. 4 zusammengestellt.

Tabelle 4: Bestimmtheitsmaße für die Zerlegung der Wanderungssalden

	männlich	weiblich
LDB	0.6690	0.4193
GML	0.5466	0.5376

mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Berglands nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören

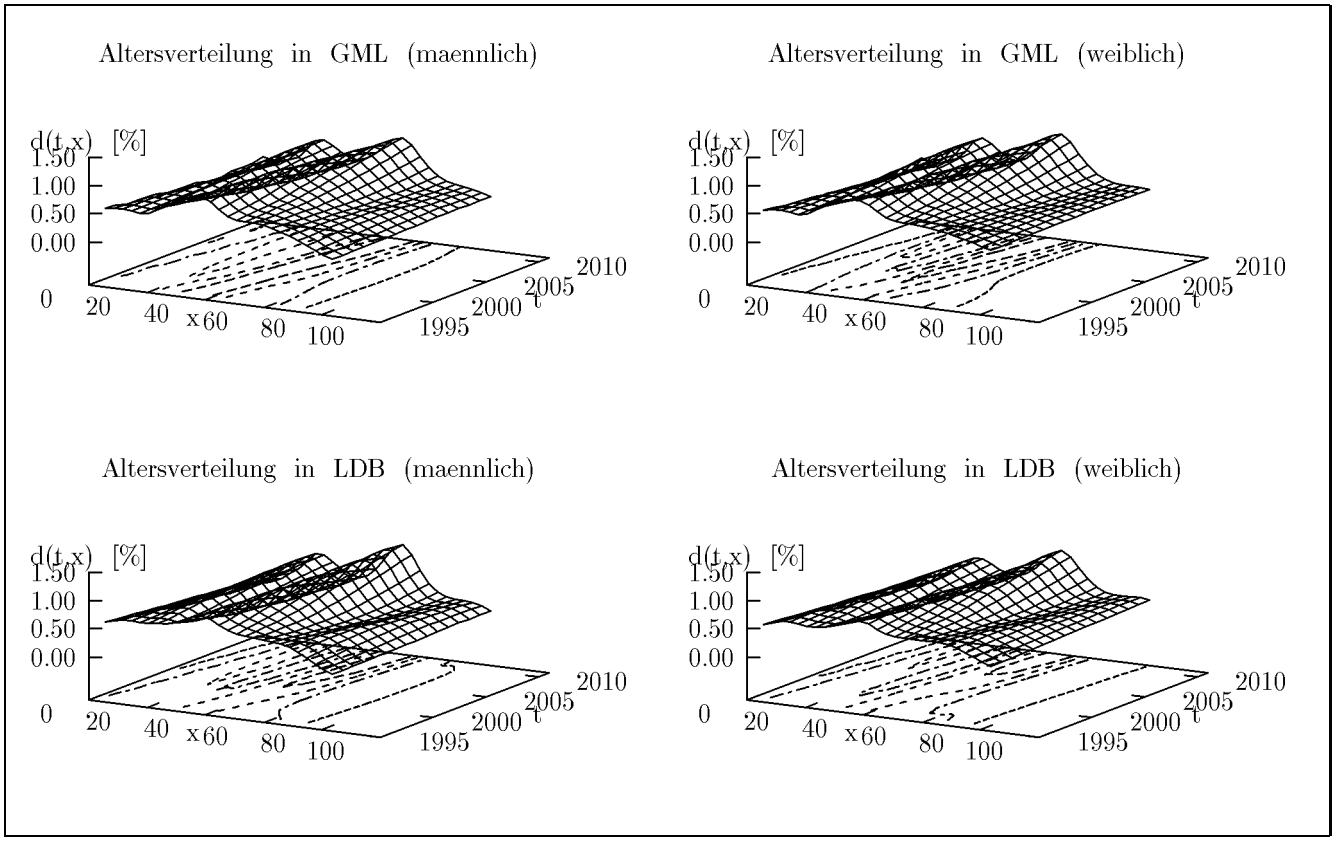
Quelle: eigene Berechnungen

Insgesamt können mit diesem Ansatz die Migrationen nach Tab. 4 nur mäßig erklärt werden. Hierdurch drängt sich der Verdacht auf, daß die Altersstruktur der Wanderungen in der Zeit einer Änderung unterliegt. Die Einbeziehung einer Wechselwirkung in die Zerlegungsgleichung 15 würde aber sämtliche Freiheitsgrade der Regression erschöpfen, so daß hiervon abgesehen wird. Für die Prognoseform wird nun die mittlere Wanderer–Personenstruktur $c_x = \sum_t \frac{W_{t,x}}{P_{t,x}}$ der letzten fünf Jahre berechnet und zukünftige Wanderungen nach $\hat{W}_{t,x} = c_x \hat{P}_{t,x}$ geschätzt. Alternativ könnte man die Struktur des letzten

Jahres oder das Mittel über die vorliegenden 16 Jahre ansetzten. Ersteres hat jedoch den Nachteil, daß so zufällige Schwankungen im gesamten Prognosezeitraum wirksam werden, letzteres kann aufgrund von Wechselwirkungen zwischen Zeit und Alter zur "Verlängerung" von Abhängigkeiten führen, die schon im letzten Drittel der beobachteten Zeitreihe nicht mehr wirksam waren.

Zusammen mit der geschätzten Mortalität und Fertilität sind damit sämtliche Prozesse nach Gleichung 9 festgelegt. Somit ist eine Abschätzung zukünftiger Tendenzen im Bevölkerungswachstum und in der Altersstruktur der Bevölkerung nun möglich. Grafisch wird dieses in Abbildung 9 dargestellt.

Abbildung 9: Zukünftige Altersstruktur der Bevölkerung im Untersuchungsgebiet



mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, d : Altersdichte

Quelle: eigene Berechnung

Die Zusammenfassung der Prognosewerte für verschiedene Altersgruppen liefert die Werte der Tabelle 5.

Nach Tabelle 5 nehmen die Anteile der Altersgruppen unter 16 Jahren ab und die darüber gewinnen an Bedeutung. Dies sollte einerseits bei Investitionsvorhaben deren Auslastung bzw. Rentabilität mit der Altersstruktur zusammenhängt jetzt schon berücksichtigt werden, andererseits kann dies Einfluß auf die Bewertung bestehender Anlagen haben.

Die prozeßorientierte Betrachtung führt zu den Werten der Tabelle 6.

Insgesamt ergibt sich in beiden Regionen eine Zunahme der Bevölkerung, die auf Wanderungsbewegungen beruht. Der natürliche Saldo ist hingegen stets negativ.

Tabelle 5: Zukünftige Häufigkeiten und mittlere Wachstumsraten ausgewählter Altersgruppen in zwei Regionen des Untersuchungsgebiets

Jahr	Region	Altersklassen in Jahren						
		0 - 4	4 - 6	6 - 10	10 - 16	16 - 19	16 - 65	> 65
1996	GML	4.06	2.18	4.43	6.35	3.25	67.91	15.07
1996	LDB	4.21	2.38	5.06	7.59	3.68	65.41	15.35
2011	GML	3.03	1.37	2.62	5.02	3.67	72.27	15.69
2011	LDB	2.14	1.05	2.39	5.64	3.94	72.19	16.42
$\bar{W}_x$	GML	-1.17	-2.33	-2.74	-0.85	1.50	1.10	0.96
$\bar{W}_x$	LDB	-4.08	-5.04	-4.60	-1.67	0.74	0.92	0.71

mit: Häufigkeit: Anteil der Altersklasse an der Bevölkerung in Prozent, $\bar{W}_x$: arithmetisches Mittel der jährlichen Wachstumsraten einer Altersklasse in Prozent, LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 6: Aggregierte Bevölkerungszahlen und demographische Prozesse im Prognoseraum

	Bevölkerung		Geborene		Gestorbene		Wanderung		Veränderung	
Zeit	GML	LDB	GML	LDB	GML	LDB	GML	LDB	GML	LDB
1996	657851	113330	6180	1111	6959	1236	5012	649	4233	525
1997	662034	113839	6010	1052	7197	1256	5371	713	4183	509
1998	666439	114517	5936	1034	7274	1131	5743	775	4405	678
1999	670321	115144	5068	994	7320	1198	6135	831	3882	627
2000	675331	115443	5342	872	6862	1446	6531	874	5010	300
2001	680026	115855	4751	793	6930	1292	6874	911	4695	412
2002	684253	116242	4578	693	7457	1245	7106	939	4227	387
2003	688227	116389	4702	686	8006	1489	7279	950	3975	147
2004	691861	116654	4379	634	8178	1322	7433	954	3634	265
2005	696295	117008	4371	622	7499	1216	7562	948	4434	354
2006	701841	117172	4823	612	6966	1376	7688	928	5546	164
2007	707272	117269	4804	588	7135	1399	7763	907	5432	97
2008	712286	117404	5026	620	7778	1351	7766	865	5013	135
2009	717346	117623	5543	602	8206	1245	7723	862	5060	219
2010	722766	117625	5505	650	7768	1401	7683	754	5420	2
2011	728678	117862	5923	659	7628	1271	7616	850	5912	237

mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, Veränderung: Differenz zwischen zwei aufeinander folgende Bevölkerungszahlen

Alle Angaben in Anzahl Personen der betreffenden Region

Quelle: eigene Berechnungen

3.4 Einordnung der Prognose

Den hier vorgestellten Schätzungen stehen zum Teil Prognosewerte anderer Einrichtungen gegenüber. Ein einfacher Vergleich zwischen den vorgestellten Ergebnissen und den Werten Dritter kann mit Hilfe

mittlerer Wachstumsraten der Form $w_{t_1,t_2} = \sqrt[(t_2-t_1)]{\frac{B_{t_2}}{B_{t_1}}} - 1$ durchgeführt werden, wobei B_{t_2} und B_{t_1} die Bevölkerung an zwei Zeitpunkten $t_2 > t_1$ darstellt.

Nach dieser Gleichung beträgt das mittlere Wachstum des Lahn–Dill–Berglands in Tabelle 6 ca. 0.26% und das der umgebenden Gemeinden ca. 0.68%. In Zukunft wird das Bevölkerungswachstum des Lahn–Dill–Berglands demnach schwächer sein als das der umgebenden Gemeinden. Gegenüber diesen verliert es somit an Bedeutung. Diese unterschiedlichen Wachstumsraten verstärken weiterhin die bereits vorhandenen Differenzen in den mittleren Bevölkerungsdichten, gemessen in Wohnbevölkerung pro km^2 (vgl. Krell [Kr97]).

Im Raumordnungsgutachten Mittelhessen des Jahres 1996 [ROG 96] werden für diese Regionen und diesen Zeitraum 0.26% (LDB) bzw. 0.47% (GML) geschätzt. Die Ursache für die Abweichung im letzten Fall kann aus dem vorliegenden Gutachten jedoch nicht ausgemacht werden, da weder Gleichungen noch Parameter des Prognosemodells im Raumordnungsgutachten genannt werden. Weiterhin werden für die Landkreise Giessen 0.49%, Marburg–Biedenkopf 0.45% und für den Lahn–Dill Kreis 0.39% geschätzt. Für Mittelhessen vermutet man ein Wachstum von 0.45%.

Neben dieser Quelle kann man auf der Iternet Seite [URL b] Prognosen der BflR zu Deutschland erhalten. Bezogen auf die alten Bundesländer wird hier für den Zeitraum 1989–2000 ein Wachstum von 0.75% und für den Zeitraum 1995–2000 ein Wachstum von 0.40% vermutet.

Den hier zitierten und eigenen Schätzungen ist somit das zukünftige Bevölkerungswachstum gemeinsam. Lediglich die Stärke des prognostizierten Wachstums variiert.

4 Flächennutzung der Bevölkerung

Zur Beschreibung der Flächennutzung werden auf Gemeindeebene die Zeitreihen (für die Jahre 1979, 1981, 1985, 1989 und 1993) der Flächenkategorien

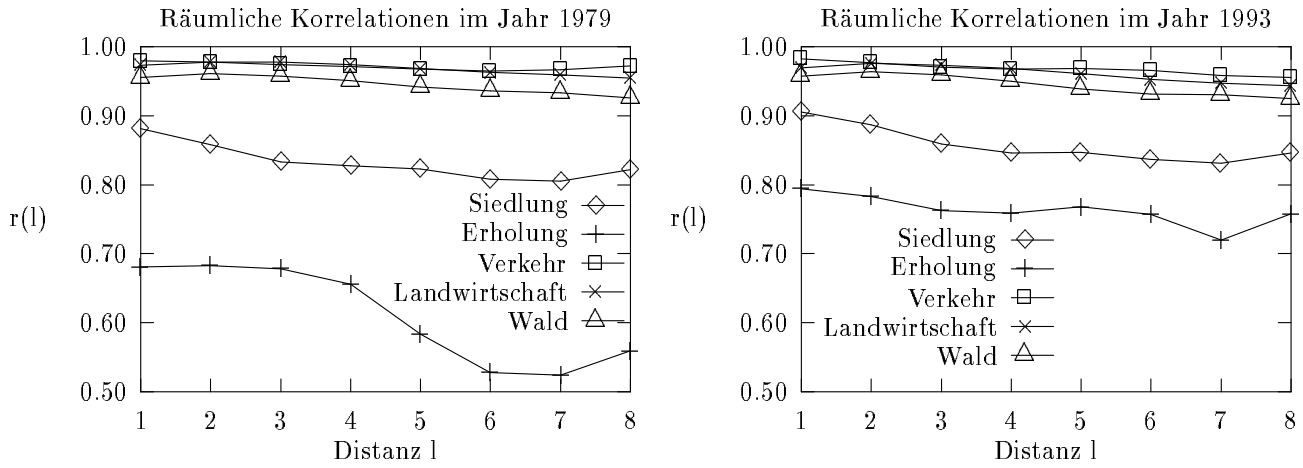
Gebäude und Freiflächen, Erholungsflächen, Verkehrsflächen, Landwirtschaftsfläche, Waldfläche, Wasserfläche, Abbauland sowie Flächen anderer Nutzung (gemessen in Hektar) herangezogen [HEPAS, vgl. Hepas Fachdatei].

4.1 Charakterisierung der bisherigen Nutzungsstruktur des Untersuchungsraums

Zur Charakterisierung der räumlichen Flächennutzungsstruktur wird auf die in Abschnitt 2.5 vorgestellte räumliche Korrelation zurückgegriffen. Diese gestattet Aussagen über die Ähnlichkeit von Nutzungsstrukturen räumlich benachbarter Flächenelemente. Die Korrelationen für das letzte Beobachtungsjahr sind in Abb. 10 dargestellt.

Bezüglich der hier betrachteten Flächenkategorien ergeben sich überwiegend hohe Korrelationen die der Tendenz nach im Zeitablauf zunehmen. Benachbarte Gemeinden ähneln sich im Zeitablauf damit zunehmend. Auf der anderen Seite nehmen nach Tab. 7 die Standardabweichungen der Flächenanteile – über die Gemeinden gebildet – ebenfalls zu.

Abbildung 10: Räumliche Korrelationen der Flächennutzungskategorien in den Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn–Dill



mit: $r(l)$: Räumliche Korrelation in Abhängigkeit der Distanz l (vgl. Abschnitt 2.5)

Quelle: eigene Berechnung

Nach Tabelle 7 gewinnen die Flächenkategorien mit niedrigem Gemeindeflächenanteilen an Bedeutung und das Aggregat aus den dominierenden Kategorien Landwirtschaft und Wald verliert an Bedeutung. Sollte diese Regelmäßigkeit auch noch in Zukunft gelten, würde dies zu einer Gleichverteilung der Flächenkategorien in beiden Regionen führen. Weiterhin vergrößert sich nach Tab. 7 in fast allen Flächenkategorien der Abstand zwischen den untersuchten Regionen. Im Zusammenhang mit der vorausgegangenen These bedeutet dies lediglich eine unterschiedlich schnelle Annäherung an die Gleichverteilung.

Mit den Mittelwerten aus Tab. 7 ergeben sich erste Hinweise auf Unterschiede in den betrachteten Regionen. An diesem Punkt stellt sich die Frage nach einem Maß, welches die Unterschiede zwischen den Regionen besonders deutlich macht, um so besser Aussagen der Art "In den Gemeinden des Lahn–Dill–Berglands ist das Merkmal i größer als in Gemeinden einer Referenzregion" mit großen Wahrscheinlichkeiten treffen zu können. Solche Aussagen können im Umkehrschluß dann zur Klassifizierung der Gemeinden beitragen. Ist das Merkmal i dann z.B. größer als ein bestimmter Referenzwert, spricht dieses für die Zugehörigkeit einer Gemeinde zum Lahn–Dill–Bergland. Definitorische Raumabgrenzungen werden so um empirische Momente erweitert die die Gemeinsamkeiten eines Teilraums betonen.

Eine Möglichkeit zur Konstruktion eines solchen Maßes ist mit der Diskriminanzanalyse gegeben (zu verschiedenen Verfahren vgl. z.B. Hartung u. Elpelt [He89] oder Bahrenberg, Giese u. Nipper [BGN92] in gleichnamigen Kapiteln). Abweichend von den zitierten Verfahren wird hier mittels diskreter Optimierung eine lineare Diskriminanzfunktion $f : x^{\mathrm{T}}\beta \mapsto y, x \in \mathbb{R}^i, y \in \mathbb{R}$ bestimmt, die zu einer möglichst guten Klassifizierung führt, d.h. die Fehlzuordnungen für die Beobachtungen minimiert. Die Ergebnisse sind in Tab. 8 zusammengestellt.

Nach diesen Ergebnissen sprechen hohe Verkehrs– und Waldflächenanteile für die Zugehörigkeit einer Gemeinde zum Lahn–Dill–Bergland (vgl. negative Elemente des Vektors β in Tab. 8). Überraschend ist hier, daß gerade die Verkehrsflächen den größten Beitrag zur Charakterisierung der "ländlichen Region" Lahn–Dill–Bergland liefern. Für die umgebenden Gemeinden sind überdurchschnittliche Wasser–

Tabelle 7: Mittlere Flächennutzungsanteile und deren Standardabweichung im Zeitablauf

Region r	Zeit t	Gebäude	Erholung	Verkehr	Landwirtschaft	Wald	andere Nutzung
		Mittelwerte $\mu_{r,t}$					
LDB	1979	4.02	0.18	6.25	40.78	47.41	0.54
LDB	1981	4.21	0.20	6.46	39.68	47.92	0.67
LDB	1985	4.75	0.28	6.75	37.90	48.90	0.44
LDB	1989	5.23	0.42	6.87	36.53	49.33	0.44
LDB	1993	5.46	0.46	6.92	35.97	49.54	0.32
GML	1979	5.27	0.36	6.66	46.66	39.12	0.67
GML	1981	5.48	0.38	6.83	46.04	39.29	0.70
GML	1985	6.18	0.43	7.10	44.72	39.60	0.63
GML	1989	6.72	0.54	7.17	43.71	39.72	0.67
GML	1993	7.02	0.58	7.20	43.18	39.82	0.54
		Standardabweichungen $\sigma_{r,t}$					
LDB	1979	1.08	0.05	1.13	7.92	9.07	0.47
LDB	1981	1.16	0.07	1.34	7.27	8.54	0.54
LDB	1985	1.48	0.12	1.45	6.79	7.95	0.28
LDB	1989	1.51	0.28	1.55	7.54	8.28	0.29
LDB	1993	1.60	0.27	1.58	7.43	8.20	0.26
GML	1979	3.23	0.40	1.51	11.01	12.24	0.76
GML	1981	3.24	0.40	1.55	11.25	12.27	0.77
GML	1985	3.62	0.38	1.68	11.18	12.36	0.78
GML	1989	3.85	0.40	1.67	11.24	12.49	0.92
GML	1993	3.88	0.45	1.69	11.29	12.51	0.87
		Zu 10% signifikante Differenzen $\mu_{\mathrm{LDB,t}} - \mu_{\mathrm{GML,t}}$					
	1979	-1.25	-0.18		-5.88	8.29	
	1981	-1.27	-0.17		-6.36	8.63	
	1985	-1.44	-0.15		-6.82	9.30	
	1989	-1.49			-7.18	9.61	
	1993	-1.56			-7.21	9.71	-0.22

mit: r: Regionsindex $r \in \{\mathrm{LDB}, \mathrm{GML}\}$ LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, Signifikanz: beidseitiger T-Test auf verschiedene Mittelwerte bei unbekannten und ungleichen Varianzen [Ha89, S. 510f.]

Alle Angaben in Prozent Flächenanteil der entsprechenden Kategorie

Quelle: eigene Berechnungen

, Landwirtschafts– sowie Gebäudeflächen charakteristisch. Weiterhin wird es im Zeitablauf immer schwieriger die beiden Regionen allein auf Basis der Flächennutzung zu trennen (vgl. richtige Gesamtklassifikationen in Tab. 8). Dies ist ein weiteres Indiz für die These, daß sich beide Regionen einer gemeinsamen Flächennutzungsstruktur annähern.

4.2 Zukünftige Flächennutzung

Die Flächennutzung im Untersuchungsgebiet ist weitgehend durch anthropogene Einflüsse bestimmt (vgl. hierzu die Mittelwerte in Tab. 7). Unmittelbar einsichtig ist, daß Gebäude und Verkehrsflächenaufkommen nicht unabhängig von der Bevölkerungsstruktur betrachtet werden können. Aus ökono-

Tabelle 8: Ergebnisse der Diskriminanzanalyse zu den Flächennutzungen der Untersuchungsregion

	Flächennutzung						β
	Gebäude– und Freifläche						0.418
	Erholungsfläche						0.105
	Verkehrsfläche						-1.287
	Landwirtschaftsfläche						0.616
	Waldfläche						-0.242
	Wasserfläche						0.699
	Abbauland						0.002
	Flächen anderer Nutzung						0.128
Richtige Klassifikationen (%)							
	1979	1981	1985	1989	1993	Gesamt	Trennpunkt
GML	91.667	91.667	91.667	93.750	93.750		$f(x) > 0$
LDB	80.000	80.000	80.000	66.667	60.000		$f(x) \leq 0$
Gesamt	88.889	88.889	88.889	87.302	85.714	87.90	

mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, Gesamt: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, β: Koeffizienten der Funktion $f(x_{t,g,i}) = \sum \frac{x_{t,g,i}}{\bar{x}_i}\beta_i$ wobei t der Zeit–, g der Gemeinde– und i der Flächenkategorieindex ist. $\bar{x}_i$ ist der über die Zeit und Gemeinden gemittelte Flächenanteil der Kategorie i.

Trennpunkt: Funktionswert, ab dem eine Gemeinde einen der beiden Gemeindeaggregaten (GML, LDB) zugeordnet wird

Quelle: eigene Berechnungen

mischer Sicht könnte man versuchen, die entsprechenden Flächennachfragen und –angebote sowie den daraus resultierenden Gleichgewichtspunkt zu schätzen. Die Nachfrage nach der Flächenkategorie $y_{t,i}$ im Jahr t könnte man beispielsweise mit

$$y_{t,i} = f_i(\underbrace{p_i(t),\ldots,p_j(t)}_{\text{Preiseffekte}}, \underbrace{d_s(t,x)}_{\text{Altersstruktureffekt}}, \underbrace{E_s(t,x)}_{\text{Einkommensverteilungseffekt}}, \ldots)$$

ansetzen. Angesichts der knappen Datenlage – fünf Zeitpunkte – müssen solche umfassenden Vorstellungen durch deutlich einfachere Ansätze ersetzt werden. Diese haben wahrscheinlich weiterhin den Vorteil, daß sie von einem breiteren Publikum akzeptiert werden und statistisch validiert (bzw. nicht falsifiziert) werden können. Als erfolgreich erwies sich hier die Vorstellung, die Flächenkategorie $y_{t,i,r}$ als Funktion der Bevölkerung $P_{t,r}$ und der Zeit t anzusetzen. Die Regressionsgleichung lautet:

$$y_{t,i,r} = \alpha_{i,r} + \beta_{i,r}P_{t,r} + \gamma_{i,r}P_{t,r}t + \varepsilon_{i,t,r} \tag{16}$$

Hierbei ist t der Zeitindex, i der Flächenkategorieindex und $r \in \{\text{GML}, \text{LDB}\}$ der Regionsindex (vgl. hierzu Tab. 8). Der/die kritische Leser/in wird diesem Ansatz vielleicht noch im Fall der Gebäude–, der Erholungs– und der Verkehrsfläche zustimmen, nicht aber im Bereich der Landwirtschafts– und Waldflächen. Dem ist zu entgegnen, daß diese Flächenkategorien als Residuum angesehen werden können, die kein "Eigenleben" führen. D.h. sobald ein durch die Bevölkerung induzierter Bedarf an

zusätzlicher Fläche besteht, ist die land– und forstwirtschaftliche Nutzung von untergeordneter Bedeutung. Schließlich dürfte der verlautbarte gesellschaftliche Grenznutzen – wie er sich in Boden– oder Pachtpreisen manifestiert – in den erstgenannten Kategorien um ein Vielfaches höher sein als in den Letztgenannten.

Die Ergebnisse zu den Regressionen 16 sind in Tab. 9 dargestellt.

Tabelle 9: Ergebnisse der Regressionsanalyse zu den Flächennutzungen der Untersuchungsregion

Region	Gebäude	Erholung	Verkehr	Landwirtschaft	Wald	Rest
			r^2			
GML	0.9999	0.9931	0.9717	0.9996	0.9244	0.9579
LDB	0.9891	0.9469	0.9910	0.9924	0.9974	0.7606
			$\hat{\alpha}_{i,r}$			
GML	2.9666	*0.0786*	2.4708	9.4064	9.5963	*0.5899*
LDB	0.6171	*0.0623*	0.7881	1.4419	3.8926	*0.0191*
			$\hat{\beta}_{i,r}$			
GML	-2.5704	0.0499	-1.3253	3.8490	-0.0246	-0.1366
LDB	-3.2493	-0.4806	-3.5590	11.7800	-5.2675	*0.7504*
			$\hat{\gamma}_{i,r}$			
GML	0.0591	0.0049	0.0156	-0.0918	0.0043	0.0090
LDB	0.0813	0.0182	0.0408	-0.2436	0.0962	*0.0073*

mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, Rest: Restfläche, die nicht zu den zuvor aufgeführten Kategorien zählt, r^2: Bestimmtheitsmaß, $\hat{\alpha}$: geschätzte Konstante, $\hat{\beta}$: geschätzter Parameter zur Personenanzahl, $\hat{\gamma}$: geschätzter Parameter zur Wechselwirkung zwischen Personenanzahl und Zeit, Signifikanz: in *italic* gedruckte Parameter sind zu 5% nicht von Null verschieden, Sämtliche in die Regression eingehende Variablen wurden einer Skalierung unterzogen, d.h. $y^*_{t,i,r} = y_{t,i,r}10^{-4}$, $P^*_{t,r} = P_{t,r}10^{-6}$, und $t^* = t - 1980$ mit $t \in \{1980, \ldots, 1993\}$.

Quelle: eigene Berechnungen

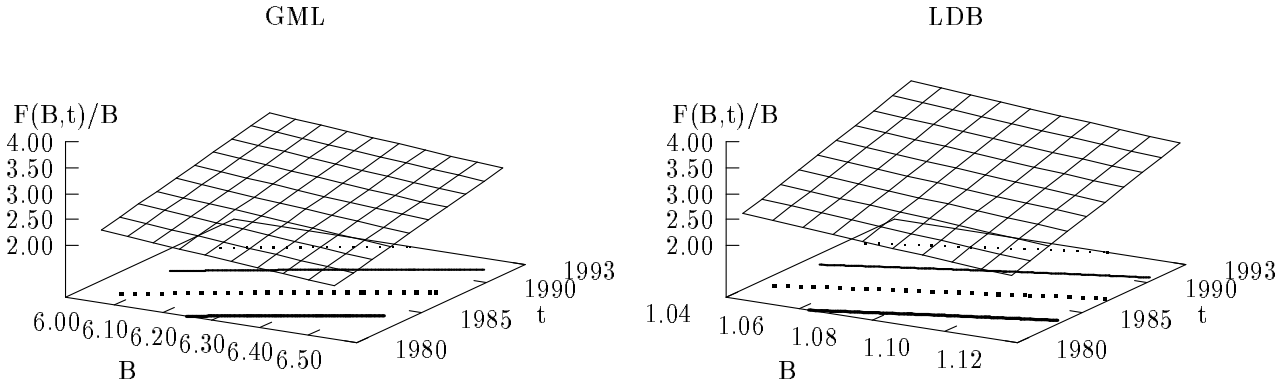
Den Parameterschätzungen der Tabelle 9 entnimmt man, daß der Flächenverbrauch pro Kopf in den meisten Kategorien mit der Zeit zunimmt (positives Vorzeichen des Parameters $\hat{\gamma}$). Lediglich bei der Landwirtschaftsfläche zeigt sich eine negative Tendenz und die Vermutung, daß erstere sich zu "Ungunsten" der Landwirtschaftsfläche ausdehnen, liegt nahe.

Die Regressionsgleichung 16 birgt die Gefahr der Inkonsistenz, d.h. die geschätzten Flächen übersteigen in ihrer Summe die Gemeindefläche. Im vorliegenden Fall betrug der maximale Fehler jedoch nur $\pm 0.015\%$ der Gemeindefläche und ist damit verschwindend gering.

Die geschätzten Flächen–Bevölkerungsbeziehungen sind ausschnittsweise für den Gebäudeflächenbedarf in der Abbildung 11 dargestellt.

An Abbildung 11 erkennt man, daß der Gebäudeflächenbedarf im Zeitablauf deutlich zunimmt. Im Zusammenhang mit dem steigenden Pro-Kopf-Bedarf (Parameter $gamma$) kann der gestiegene Bedarf auf die bereits ausgemachte Altersstrukturänderung zurückgeführt werden.

Abbildung 11: Gebäudeflächenbedarf pro Kopf in Abhängigkeit der Bevölkerung und der Zeit



mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, F: Fläche in $10^3\,\mathrm{km}^2$, B: Bevölkerung in 10^5 Personen, t: Zeit

Quelle: eigene Darstellung

Die Prognose für die Flächenkategorien erhält man nun durch Einsetzen der Werte aus Tab. 6 in Gleichung 16. Die resultierenden Flächenanteile sind in Tab. 10 dargestellt.

Tabelle 10: Zukünftige Flächennutzungen und abgeleitete Maße in der Untersuchungsregion

	Gebäude		Erholung		Verkehr		Landwirtschaft		Wald		Rest		H		Δ
Zeit	GML	LDB	GML	LDB	GML	LDB	GML	LDB	GML	LDB	GML	LDB	GML	LDB	
1996	7.58	5.81	0.65	0.60	7.05	6.73	43.86	34.25	38.48	50.89	2.38	1.72	1.23	1.16	15.82
1997	7.71	5.93	0.66	0.63	7.07	6.77	43.66	33.90	38.49	51.02	2.40	1.74	1.24	1.16	16.00
1998	7.84	6.05	0.68	0.66	7.10	6.81	43.45	33.57	38.50	51.15	2.42	1.76	1.24	1.17	16.17
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2009	9.40	7.51	0.86	0.99	7.38	7.46	41.00	29.28	38.65	52.81	2.71	1.94	1.29	1.21	18.50
2010	9.55	7.65	0.88	1.02	7.40	7.53	40.76	28.86	38.66	52.98	2.74	1.95	1.29	1.21	18.73
2011	9.70	7.79	0.90	1.06	7.43	7.59	40.52	28.46	38.68	53.14	2.77	1.97	1.29	1.21	18.95

mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, Rest: Restfläche, die nicht zu den zuvor aufgeführten Kategorien zählt, H: Entropie, $\Delta = 100\sqrt{\sum_i \left(p_{t,i,\mathrm{LDB}} - p_{t,i,\mathrm{GML}}\right)^2}$: Abstand zwischen den Flächenanteilsvektoren der Regionen LDB und GML im Zeitablauf t

Alle Angaben zur Flächennutzung in Prozent der jeweiligen Regionsfläche.

Quelle: eigene Berechnungen

Für die Flächenprognose nach Tabelle 10 kann ebenfalls eine sehr geringe Inkonsistenz von maximal $\pm 0.002\%$ der Gemeindefläche ausgemacht werden, so daß aus dieser Sicht die Ergebnisse vertrauenerweckend sind. Wie nach Tabelle 9 und 6 zu erwarten ist, nimmt der Anteil der Landwirtschaftsfläche in beiden Regionen zu Gunsten anderer Flächenkategorien ab. Nach den Entropiewerten H (zur Berechnung vgl. Press et al. [Pr94, S. 632ff.]) in Tab. 10 nähern sich beide Regionen einer Flächengleichverteilung an, obwohl der Unterschied in den Flächennutzungsanteilen beider Regionen zunimmt (Spalte Δ). Ein Ursache hierfür liegt sicherlich in den unterschiedlichen Geschwindigkeiten der Flächennut-

zungsänderungen beider Regionen die primär durch die differierenden Bevölkerungswachstume bestimmt sind. Geht man weiterhin davon aus, daß die Flächenkategorien über den hier betrachteten Zeitraum monoton steigen oder fallen, müssen auch diese Unterschiede im Zeitablauf verblassen.

5 Arbeitsaufkommen und -bedarf der Untersuchungsregion

Zum Arbeitsaufkommen in den Gemeinden liegen Daten zu den sozialversicherungspflichtigen Personen am Arbeitsort, gegliedert nach Wirtschaftsbranchen für die Jahre $t = 1980, 1981, \ldots, 1995$, vor. Damit ergibt sich zunächst das Problem, daß in einigen Wirtschaftsbereichen – insbesondere der Land– und Forstwirtschaft – der Faktoreinsatz an Arbeit nur unzureichend gekennzeichnet ist, wenn man z.B. an Familien– oder Saisonarbeitskräfte denkt. Möchte man diese Datenreihen mit denen zur Bevölkerung verbinden, tritt ein weiters Problem auf: die in einer Gemeinde Beschäftigten setzten sich nicht nur aus Personen der Gemeindewohnbevölkerung sondern auch aus Einpendler zusammen.

Diese beiden offenen Fragen können mit den vorliegenden Daten nicht beantwortet werden. In diesem Abschnitt wird lediglich eine Gegenüberstellung des Faktoreinsatzes und des Arbeitspotentials der Bevölkerung vorgenommen, welches historische Abläufe und zukünftige Entwicklungen einschließt.

5.1 Charakterisierung der Beschäftigten im Untersuchungsgebiet

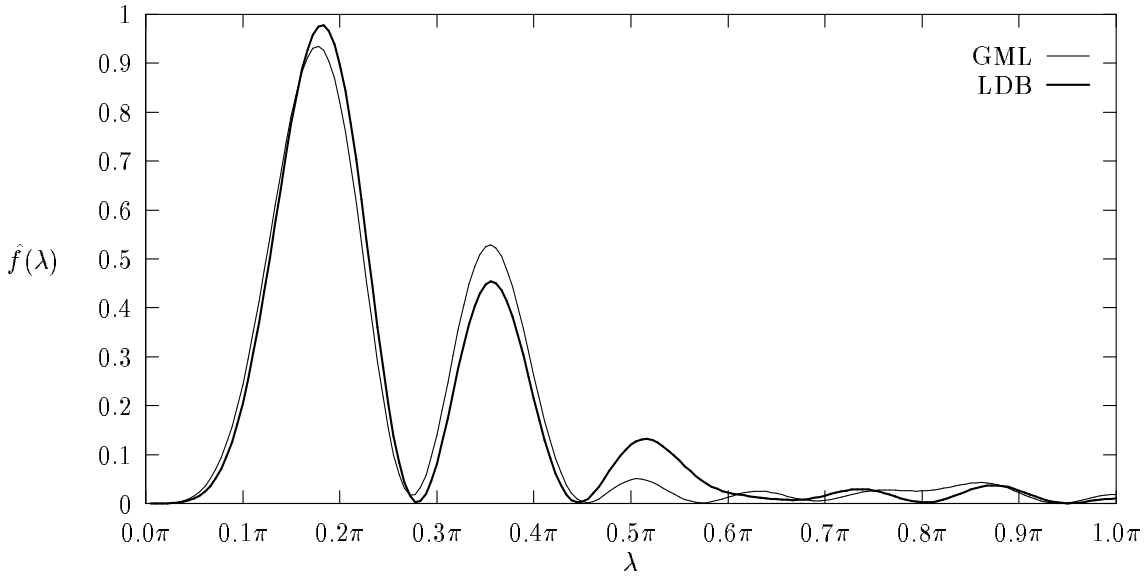
Einen ersten Eindruck zur Dynamik der Beschäftigten erhält man mit der aggregierten Betrachtung aller Beschäftigten y_t im Zeitablauf t. Als aufschlußreich erwies sich die Zerlegung dieser Zeitreihen in eine trend– und eine zyklische Komponente. Für den linearen Trend ($y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$) ergibt sich ein jährlicher Zuwachs von 820 Beschäftigten pro Jahr im Lahn–Dill–Bergland und von 4302 Beschäftigten in den umgebenden Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill (mindestens zu 5% signifikant). Des weiteren werden die Residuen ε_t einer Spektralanalyse unterzogen. Die Grafik 12 gibt einen Eindruck von den gefunden Zusammenhängen.

Die Spektraldichten (vgl. Abb. 12) beider Regionen sprechen für eine deutliche zyklische Komponente mit Schwingungsdauer $\frac{1}{0.18} \approx 5.56$ Jahren. Diese Schwingung trifft beide Regionen annähernd gleichermaßen, so daß man sich vorstellen kann, sie auf einen übergeordneten Faktor – z.B. die allgemeine Konjunkturentwicklung – zurückführen zu können.

Neben der Gesamtanzahl aller Beschäftigten interessiert deren Aufteilung auf die Sektoren. Folgt man den Überlegungen von Fourastié (Bähr [Bä92, S. 134ff.]), so ist die fortschreitende Entwicklung einer Gesellschaft mit einer zunehmenden Bedeutung des tertiären Sektors verbunden. Da der primäre Sektor im Untersuchungsgebiet kaum von Bedeutung ist (die Arbeitsanteile bleiben im Untersuchungszeitraum stets unter 1.23%) gilt die Aufmerksamkeit der Entwicklungen der ersten beiden Sektoren. Diese sind in Abb. 13 dargestellt.

Zunächst fällt der deutlich höhere Anteil des tertiären Sektors in den umgebenden Gemeinden des Lahn–Dill–Berglands gegenüber dem des Lahn–Dill–Berglands auf. In dieser Region (GML) ist weiterhin eine stringente Entwicklung in Richtung des tertiären Sektors erkennbar. Im Lahn–Dill–Bergland hingegen dominiert der sekundäre Sektor. Eine deutliche Entwicklung Richtung tertiären Sektor ist erst in den letzten Jahren erkennbar.

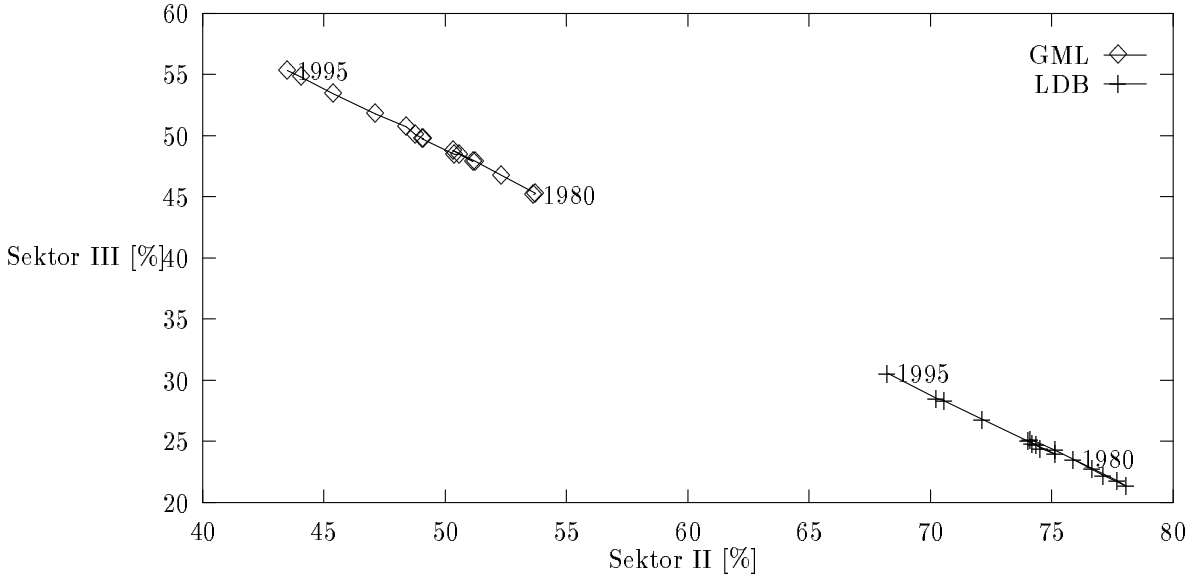
Abbildung 12: Spektraldichten der trendbereinigten Beschäftigten im Untersuchungsgebiet



mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, λ: Frequenz, $\hat{f}(\lambda)$: geschätzte Spektraldichte (das Integral über $\int_{-\pi}^{\pi} \hat{f}(\lambda) d\lambda = 1$ ergibt hier den Wert eins, welches der Varianz der auf $N(0,1)$ normierten Residuen ε_t entspricht)

Quelle: eigene Berechnung, nach Hartung [Ha89, S. 710]

Abbildung 13: Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte nach Sektoren



mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, Sektor II, III: Beschäftigte im sekundären und tertiären Sektor zur Gesamtanzahl der Beschäftigten in %

Quelle: eigene Berechnung

5.2 Zukünftige Entwicklungen

Für die Ermittlung zukünftiger Beschäftigungsverhältnisse gilt methodisch und bzgl. der Datenbasis das Gleiche wie in Abschnitt 4.2 dargelegt. In einem Modell mit vorwiegend ökonomischem Hinter-

grund könnten die Faktoreinsätze der Sektoren durch die Preisverhältnisse auf den Produkt– und Faktormärkten, sowie die sie verbindenden Produktionsfunktionen (bzw. die durch die Produktionsbeziehungen implizierten Kosten– oder Gewinnfunktionen) erklärt werden. Die Interdependenzen zwischen den Sektoren und Märkten könnten bei Kenntnis der Konsumentennachfragen schließlich mit einem regionalem CGE[4]–Modell erfaßt werden.

Von diesen Vorstellungen muß hier jedoch Abstand genommen werden, da die zugrunde liegenden Daten kaum eine Identifizierung der Produktions–, Kosten– oder Nutzenfunktionen zulassen. Hier wird statt dessen der Weg der Zeitreihenanalyse beschritten.

Zunächst wird die Beschäftigtenanzahl $y_{t,r}$ im Jahr t, $t = 1980, 1981, \ldots, 1995$ der Region r, $r \in \{\mathrm{LDB}, \mathrm{GML}\}$ mit

$$y_{t,r} = \alpha_r + \beta_r t + \gamma_r \sin(\lambda_1 \pi t) + \delta_r \cos(\lambda_2 \pi t) + \varepsilon_{t,r} \tag{17}$$

geschätzt (bzgl. der Funktionsform vgl. Abb. 12). Die Ergebnisse dieser Regression sind in Tab. 11 dargestellt.

Tabelle 11: Parameterschätzungen zu den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in der Untersuchungsregion

Region	r^2	$\hat{\alpha}_r$	$\hat{\beta}_r$	$\hat{\gamma}_r$	$\hat{\delta}_r$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$
LDB	0.9906	4.2086	0.0791	0.0807	0.1978	0.1641	0.3552
GML	0.9901	35.8684	0.4131	0.6857	1.4572	0.1641	0.3552

mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, r^2: Bestimmtheitsmaß, Sämtliche in die Regression eingehende Variablen wurden einer Skalierung unterzogen d.h. $y^*_{t,r} = y_{t,r} 10^{-4}$, $t^* = t - 1979$, $t \in \{1980, \ldots, 1995\}$.

Quelle: eigene Berechnungen

Für die Aufteilung der Beschäftigten auf die Sektoren wird eine Markovkette (vgl. Hummelsheim [Hu96, S. 11ff., Gleichungen 4–7]) mit regionalen Übergangswahrscheinlichkeiten Q_r angesetzt um einen Fourastié–Prozeß abzubilden. Da die Residuen dieses Ansatzes stark korreliert sind wird eine zusätzliche MA(1) Komponente mit einbezogen (vgl. dazu Abschnitt 3.2). Die Ergebnisse sind in Tab. 12 dargestellt.

Mit diesen beiden Regressionen kann nun die Entwicklung der Beschäftigten mit Arbeitsplatz in der entsprechenden Region vorgeschätzt werden. Diesen steht ein regionales Arbeitskräftepotential gegenüber: nämlich die Personen im Altersintervall $15 \leq x \leq 65$. Die zukünftigen Entwicklungen sind in Abb. 14 dargestellt.

Nach Grafik 14 ist in beiden Regionen mit einer zunehmenden Beschäftigtenanzahl zu rechnen. Dem steht die Zunahme der Personen im Altersintervall $15 \leq x \leq 65$ gegenüber, die als Arbeitspotential interpretiert werden können. Bildet man den Quotienten aus regional Beschäftigten und regionalem Arbeitspotential, so verbessert sich (bzw. vergrößert sich der Koeffizient) die Situation bis zum Jahr 2004, danach kann das Wachstum der Beschäftigten nicht mehr mit dem des Arbeitspotentials schritt halten. In der Region GML – die insgesamt ein höheres Beschäftigten zu Arbeitspotential Niveau

[4]Computerable General Equilibrium

Tabelle 12: Übergangswahrscheinlichkeiten der Beschäftigten zwischen den Sektoren

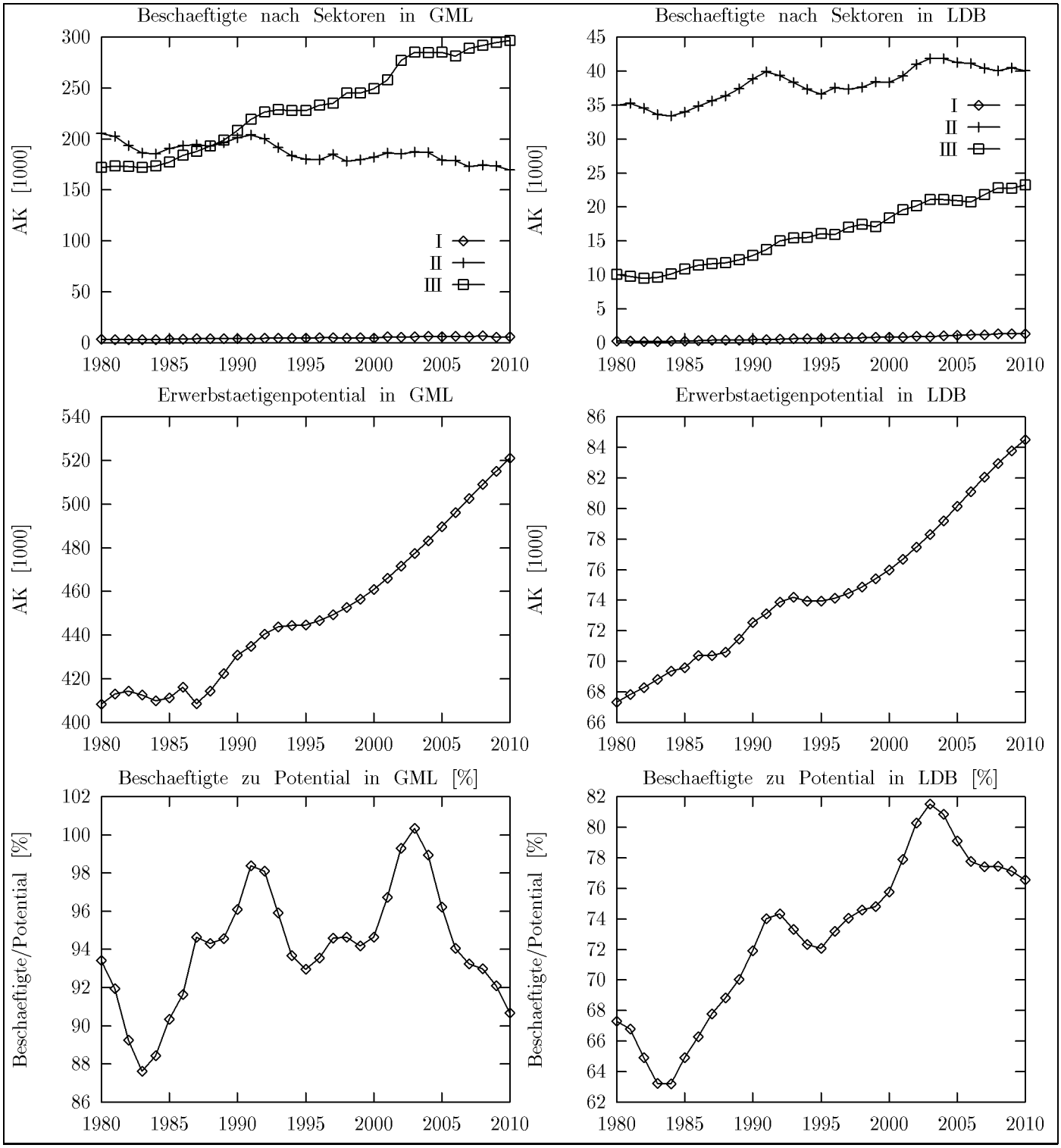
	Sektoren in LDB			Sektoren in GML		
	I	II	III	I	II	III
I	1.0000			0.9699		0.0301
II		0.9917	0.0083		0.9863	0.0137
III	0.0018		0.9982	0.0010		0.9990
r^2	0.9605	0.9882	0.9633	0.8496	0.9912	0.9913

mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, r^2: Bestimmtheitsmaß, I,II,III: primärer, sekundärer und tertiärer Sektor

Quelle: eigene Berechnungen

aufweist – werden dabei Werte der Vergangenheit erreicht. Im Lahn–Dill–Bergland hingegen nimmt dieser Quotient im Prognoseraum stets größere Werte an als in der Vergangenheit.

Abbildung 14: Zukünftige Entwicklungen des Beschäftigtenbedarfs und des regionalen Arbeitspotenials



mit: LDB: Gemeinden des Lahn–Dill–Bergland nach GEFAK, GML: Gemeinden der Kreise Giessen, Marburg und Lahn-Dill, die nicht zu LDB gehören, AK: Arbeitskräfte, Potential: Integral über die Bevölkerungsverteilung mit den Altersgrenzen $15 \leq x \leq 65$

Quelle: eigene Berechnung

Literatur

[ABH97] Abresch, J.–P., S. Bauer und S. Hummelsheim (1997) Gesellschaftliche Funktionen der Landwirtschaft im ländlichen Raum: Eine empirische Untersuchung am Beispiel der Gemeinden Flörsheim und Lohra, in: Schriftenreihe der Landwirtschaftlichen Rentenbank, Band 2, S. 93–140, Frankfurt am Main

[Bä92] Bähr, J. (1992) Bevölkerungsgeographie: Verteilung und Dynamik, 2. Auflage, Stuttgart

[Ba94] Bauer, S. und S. Hummelsheim (1994) Überlegungen zur Nutzung des ländlichen Raums aus heutiger Sicht, in: Stamer,H.: Johann von Thünen – Seine Lehren aus wissenschaftlicher Sicht

[BGN92] Bahrenberg, G., E. Giese und J. Nipper (1992) Statistische Methoden der Geographie, Band 2, Multivariate Statistik, Teubner, Stuttgart

[Fe73] Feichtinger, G. (1973) Bevölkerungsstatistik, Walter de Gruyter Verlag, Berlin, New York

[Fei79] Feichtinger, G. (1979) Demographische Analyse und populationsdynamische Modelle, Springer Verlag

[Ha89] Hartung, J. (1989) Statistik, 7. Auflage, München

[He89] Hartung, J. und B. Elpelt (1989) Multivariate Statistik, München

[HEPAS] Hessisches statistisches Landesamt (1996) Hepas Fachdatei, Wiesbaden

[Hö97] Höher, M. (1997) Bewertung und Erfassung regionaler Arbeitsmärkte in Hessen unter Berücksichtigung qualitativer Merkmale, Dissertation Giessen

[Hu96] Hummelsheim, S. (1996) Agrarstrukturelle Entwicklungen in den hessischen Gemeinden Flörsheim und Lohra, Giessen

[Kr97] Krell, R. und S. Hummelsheim, Das Lahn–Dill–Bergland, Deskriptive Analyse des Gebiets und der umliegenden Gemeinden, Giessen (im Druck)

[Ma91] Mandelbrot B.B. (1991) Die fraktale Geometrie der Natur, Birkhäuser Verlag, Basel

[Mü93] Müller, U. (1993) Bevölkerungsstatistik und Bevölkerungsdynamik, Walter de Gruyter Verlag, Berlin, New York

[Pr94] Press, W.H., S.A. Teukolsky, W.T. Vetterling und B.P. Flanney (1994), Numerical Recipes in C, 2. Auflage, Cambridge University press

[ROG 96] Raumordnungsgutachten Mittelhessen (1996) Giessen

[RROPM95] Hessisches Ministerium für Wirtschaft, Verkehr und Landesentwicklung (1995) Regionaler Raumordnungsplan Mittelhessen 1995, Wiesbaden

[Sc94] Schreiner, J. (1994) Die Flächenbewertung im Naturschutz auf der Basis von Bestandsaufnahmen von Pflanzen und Tieren und ihrer Lebensräume, Norddeutsche Naturschutzakademie NIA Berichte, Jahrgang 7, Heft 1

[URL a] http://www2.rz.hu-berlin.de/inside/geoinf/hu/kugeo/skript/bev1.htm

[URL b] http://www2.rz.hu-berlin.de/inside/geoinf/hu/kugeo/skript/bev7.htm