

Dempwolff, Nelly; Schulze, Peter M.

Working Paper

ARIMA: Bevölkerungsprognosen für Deutschland und Rheinland-Pfalz

Arbeitspapier, No. 43

Provided in Cooperation with:

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie

Suggested Citation: Dempwolff, Nelly; Schulze, Peter M. (2009) : ARIMA: Bevölkerungsprognosen für Deutschland und Rheinland-Pfalz, Arbeitspapier, No. 43, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32043>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

**ARIMA - Bevölkerungsprognosen für Deutschland
und Rheinland-Pfalz**

Nelly Dempwolff / Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 43 (März 2009)

Institut für Statistik und Ökonometrie
Johannes Gutenberg-Universität Mainz
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-
wissenschaften
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

© 2009 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

ARIMA - Bevölkerungsprognosen für Deutschland und Rheinland-Pfalz

Nelly Dempwolff / Peter M. Schulze*

Gliederung

1 Einführung	2
2 Amtliche Prognosemodelle	3
3 Box-Jenkins-Modelle	4
4 Schätzung und Prognose der ARIMA-Ansätze	8
5 Fazit	20
Anhang	22
Datenverzeichnis	24
Literaturverzeichnis	

25

Zusammenfassung

Die Analyse präsentiert Prognosen für die deutsche und rheinland-pfälzische Bevölkerung mithilfe von ARIMA-Modellen. Außerdem wird ein Vergleich dieser Ergebnisse zu den theoriehaltigen Prognosen des Statistischen Bundesamtes, des Statistischen Landesamtes Rheinland-Pfalz und des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung gezogen. Die Prognose befasst sich mit der Veränderung des Bevölkerungsstandes und der Altersstruktur bis zum Jahr 2020.

Summary

The aim of this paper is, on one hand, to develop forecasts for the populations of the state Rhineland-Palatinate and Germany by ARIMA models. The other goal is a comparison of the ARIMA computations with the theory-based forecasts of the German Federal Statistical Offices and the Federal Office for Building and Regional Planning. The analysis deals with the change of the population numbers and the age structure. The year 2020 is our horizon of forecast.

* E-Mail: STATOEK@uni-mainz.de

1 Einführung

Der demographische Wandel begann in Deutschland bereits vor über 40 Jahren: Deutschland verzeichnet seit dem Jahr 1965 rückläufige Geburtenzahlen.¹ Das Bestandserhaltungsniveau hinsichtlich der Geburtenzahlen kann seit dem Jahr 1970 nicht mehr eingehalten werden. In der Vergangenheit waren die hohen Nettozuwanderungen noch in der Lage, eine absolute Abnahme des Bevölkerungsbestandes zu verhindern. Aufgrund des regressiven Verlaufs der Wanderungssalden innerhalb der letzten Jahre kann ein Bevölkerungsrückgang seit dem Jahr 2003 nicht mehr kompensiert werden. Dieser Trend wird sich zukünftig noch beschleunigen.

Ein anderer demographischer Aspekt, dessen Entwicklung Konsequenzen nach sich zieht, ist die Lebenserwartung. In den letzten 100 Jahren stieg die Lebenserwartung von Männern und Frauen in Deutschland kontinuierlich an: 1901/910 betrug die durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt für Jungen 44,82 Jahre und für Mädchen 48,33 Jahre. In der Sterbetafel 2003/2005 wird von einer durchschnittlichen Lebenserwartung für Jungen von 76,21 Jahren und für Mädchen von 81,78 Jahren ausgegangen.² Die Erhöhung der Lebenszeit bewirkt im Zusammenspiel mit den oben beschriebenen Geburtenrückgängen eine Verschiebung der Alterstruktur. Diese Entwicklung wird sich in Zukunft noch verstärken und somit Einfluss auf die Stabilität der sozialen Systeme, wie z.B. auf das Rentensystem, ausüben.

Um z.B. Entwicklungsänderungen der Bevölkerung frühzeitig erkennen zu können, bedarf es zuverlässiger Prognosen. Es existiert heute eine Reihe von Institutionen, die sich mit der deutschen Bevölkerungsprojektion befassen. Im zweiten Kapitel dieses Arbeitspapiers werden deshalb zunächst exemplarisch die Bevölkerungsmodelle des Statistischen Bundesamtes (StBA) bzw. des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (BBR) für Deutschland und die des Statistischen Landesamtes (StLA) bzw. des BBRs für Rheinland-Pfalz vorgestellt.

Im vierten Kapitel wird die zukünftige Entwicklung sowohl der deutschen als auch der rheinland-pfälzischen Bevölkerung bis zum Jahr 2020 mithilfe von Box-Jenkins-Ansätzen prognostiziert. Die Ergebnisse werden dabei mit denjenigen der gerade genannten

¹ Vgl. Schlömer/Bucher (2006), 19.

² Vgl. Schulze (2007), 388.

Institutionen verglichen. Die theoretischen Grundlagen dieser Modelle werden im dritten Kapitel skizziert. Das fünfte Kapitel zieht ein Resümee.

Da insbesondere der zukünftige Bevölkerungsstand und die Altersstruktur von besonderem politischem und wirtschaftlichem Interesse sind, fokussiert sich die Prognose auf diese Größen.

2 Bevölkerungsmodelle

2.1 Deutschland

2.1.1 Statistisches Bundesamt (StBA)

Das StBA verwendet in seiner aktuellen 11. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung ein Kohorten-Komponentenmodell.³ Dieses schreibt eine Ausgangsbevölkerung jahrgangsweise fort und liefert geschlechts- und altersspezifische Ergebnisse, indem die drei Bestimmungsvariablen Fertilität, Mortalität und Migration herangezogen werden. Momentan ist der Prognosehorizont das Jahr 2050. Das StBA trifft verschiedene Annahmen hinsichtlich der Geburtenhäufigkeit, der Lebenserwartung und des Wanderungssaldos, um einen möglichst zuverlässigen Schätzkorridor zu erhalten. Es ergeben sich insgesamt zwölf Schätzvarianten.⁴

2.1.2 Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR)

Das BBR verwendet in seiner Raumordnungsprognose ebenfalls das auch vom StBA benutzte Kohorten-Komponentenmodell für seine Bevölkerungsprognose. Somit wird auch beim BBR der Bevölkerungsbestand über die natürlichen und räumlichen Bewegungen fortgeschrieben. Der größte Unterschied zum StBA ergibt sich aus der räumlichen Ausdifferenzierung des BBRs unterhalb der Länderebene. Das BBR prognostiziert die demographischen Prozesse auf Basis der 440 Kreise und verwendet ein „Bottom-Up-Verfahren“, das Ergebnisse für größere Räume aus dem Aggregat von kleineren Räumen bildet. Die unterstellten Modellannahmen gelten nach dem „Top-Down-Prinzip“, da sie auf kleinräumiger Basis zu volatil wären und damit die Modellübersicht gefährdet wäre.⁵ Deshalb wird für die Annahmensetzung eine Art künstliche Zwischenebene (zwischen den

³ Zum Komponentenmodell vgl. Schulze (2007), 401 ff.

⁴ Vgl. Eisenmenger, M. et al. (2006b), 55.

⁵ Vgl. Schlömer/Bucher (2006), 13.

Kreisen und dem Gesamttraum) erzeugt, welche die grundlegenden Annahmen⁶ über die demographischen Prozesse (Fertilität, Mortalität und Migration) enthält. Der Prognosezeitraum geht derzeit bis zum Jahr 2050.

2.2 Rheinland-Pfalz

2.2.1 Statistisches Landesamt (StLA)

In der regionalisierten Bevölkerungsvorausberechnung des StLAs dienen die Ergebnisse der Bevölkerungsfortschreibung vom 31. Dezember 2006 als Grundlage. Auch das StLA bedient sich der Kohorten-Komponentenmethode mit einer geburtsjahrgangsweisen Fortschreibung der Bevölkerung.⁷

Die Ermittlung der einzelnen Komponenten geschieht dabei auf der Ebene der kreisfreien Städte und Landkreise. Dadurch ergibt sich eine Differenzierung zwischen Außen- und Binnenwanderungen.

Auch das StLA berechnet aufgrund verschiedener Modellannahmen eine untere, mittlere und obere Variante. Der Prognosezeitraum umfasst z. Zt. ebenfalls die Jahre bis 2050.

2.2.2 BBR

Das Kohorten-Komponentenmodell des BBRs wurde bereits in Kapitel 2.1.2 erörtert. Die beschriebene Zwischenebene enthält die für Rheinland-Pfalz relevanten Annahmen über die demographischen Komponenten. Diese werden dann bis auf die Gemeindeebenen von Rheinland-Pfalz ausdifferenziert und ermöglichen dadurch Prognosen auf kleinräumlichen Ebenen. Verstärktes Binnenwanderungsgeschehen auf kleinräumlicher Ebene erlaubt es, Rückschlüsse auf die Attraktivität der jeweiligen Regionen zu ziehen.

3 Box-Jenkins-Modelle

Ein ARIMA(p,d,q)-Prozess⁸ beschreibt eine stationäre⁹ Zeitreihe Y_t , $t \in \mathbb{Z}$, wenn sie sich wie folgt darstellen lässt:

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1)$$

⁶ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2008), 8.

⁷ Vgl. Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz (2007), 67.

⁸ Vgl. zu einer Einführung im demographischen Bereich Alho/Spencer (2005), 198 ff.

⁹ Dabei ist schwache Stationarität zugrunde zulegen, vgl. Rinne/Specht (2002), 161.

Der Wert einer stationären Zeitreihe zum Zeitpunkt t lässt sich folglich aus den $p \geq 0$ Vergangenheitswerten der Zeitreihe selbst ($Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$) und den Informationen aus der latenten Variablen bestimmen. Der Parameter $q \geq 0$ gibt an, wie viele Vergangenheitswerte der Residuen auf die Zeitreihe wirken. ε_t muss dabei einem reinen Zufallsprozess mit dem Erwartungswert Null und konstanter Varianz folgen. Die zu schätzenden Koeffizienten α und β müssen alle signifikant sein und die Stationaritäts- bzw. Invertibilitätsbedingung erfüllen.

Ist $q = 0$, reduziert sich das Modell auf einen reinen AR(p)-Prozess. Man spricht von einem reinen MA(q)-Prozess, wenn $p = 0$ ist.

Zeitreihen sind oft nicht stationär. Deshalb müssen sie vor einer ARIMA-Modellierung stationarisiert werden. Man unterscheidet zwischen trend- und differenzstationären Prozessen.

Der Parameter $d \geq 0$ bezeichnet den Integrationsgrad ($I(d)$) der anschließenden ARIMA(p, d, q)-Modellierung. In Gleichung (1) werden bei $d > 0$ nicht mehr die Niveaudaten ($Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-q}$), sondern die Werte aus den d -fachen Differenzenbildung ($X_t = \Delta^d Y_t$) für die ARIMA-Modellierung verwendet; es ergibt sich:

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \dots + \beta_q e_{t-q} \quad (2)$$

Einheitswurzeltests überprüfen die Daten auf (schwache) Stationarität und geben an, ob ein deterministischer und/oder stochastischer Trend vorliegt.¹⁰ Der Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Test)¹¹ ist ein solcher Test und wird im vierten Kapitel verwendet.

Sobald die Stationarität der (integrierten) Zeitreihe sichergestellt ist, muss der passende ARIMA(p, d, q)-Prozess identifiziert werden. Um die richtige Wahl der Polynomgrade p und q zu bestimmen, bedient man sich verschiedener Identifikationshilfsmittel.

Einen ersten Hinweis liefert die Betrachtung der Autokorrelationsfunktion $\hat{\rho}_k$ und der partiellen Autokorrelationsfunktion $\hat{\rho}_{kk}$ der Stichprobe. Ein weiteres Hilfsmittel zur Identifikation stellen Informationskriterien dar. Das von Akaike entwickelte Kriterium AIC besitzt die Schwäche, dass es die wahre Ordnung meist überschätzt. SBC von Schwarz und

¹⁰ Vgl. Neusser (2006), 111 ff.

¹¹ Vgl. z.B. Kirchgässner/Wolters (2006), Kapitel 5.3.1.

HQ von Hannan und Quinn schätzen die wahre Ordnung konsistent.¹² Zu den Informationskriterien zählt auch der Determinationskoeffizient R^2 bzw. der adjustierte Determinationskoeffizient $\bar{R}^2$.

Für die nach der Identifikation nötige Modellschätzung stehen verschiedene Verfahren zur Verfügung. Hierfür sind Momenten-, die Maximum-Likelihood- und die Kleinst-Quadrate-Methode besonders geeignet.¹³

Bei der Modellüberprüfung werden die geschätzten Koeffizienten der Stationaritäts- und Invertibilitätsprüfung unterzogen, dann folgt die Signifikanzprüfung der Koeffizienten. Ist die Signifikanz der Koeffizienten gesichert, findet anschließend die Residualanalyse statt. Zur Prüfung der Autokorrelation der Residuen eignet sich der Q-Test von Ljung und Box. Die Normalverteilung der Residuen kann mit dem Jarque-Bera-Test überprüft werden.

Häufig existieren mehrere, konkurrierende Modellspezifikationen, welche die bisherigen Beurteilungskriterien einhalten. Die vorgestellten Informationskriterien geben dabei Hilfestellung, welches das „bestmögliche“ ARIMA-Modell ist.

Nachdem ein ARIMA-Modell identifiziert, geschätzt und (positiv) beurteilt wurde, kann es für die (kurzfristige) Prognose verwendet werden. In der h -Schrittprognose werden bis zum Zeitpunkt T die Modellparameter aus der Zeitreihe y_t und den Residuen e_t ($t = 1, \dots, T$) geschätzt und anschließend durch dynamische h -Schrittprognosen über T hinaus fortgeschrieben. Die noch unbekannten Realisationen $y_{T+1}, \dots, y_{T+h}$ werden dabei durch die Prognosewerte $\hat{y}_{T,1}, \dots, \hat{y}_{T,h}$ ersetzt.¹⁴

Sind die Residuen eines ARMA-Modells normalverteilt, kann man für die h -Schrittprognosen $\hat{y}_{T,h}$ Konfidenzintervalle angeben. Bei $h \rightarrow \infty$ verlaufen die Intervallgrenzen eines ARMA-Prozesses parallel zueinander, bei einem ARIMA-Modell driften diese für $h \rightarrow \infty$ auseinander.¹⁵

¹² Vgl. Assenmacher (2002), 235 ff.

¹³ Vgl. Rinne/Specht (2002), 391.

¹⁴ Vgl. Stier (2001), 131 f.

¹⁵ Vgl. Rinne/Specht (2002), 421.

Es wird folglich ein Korridor der Prognosewerte, wie bei denjenigen der statistischen Ämter (dort durch verschiedene Annahmen verursacht), angegeben.

Fehlermaße dienen zum Vergleich und zur Beurteilung verschiedener Prognosen. Dazu werden ex post-Prognosen durchgeführt und die daraus resultierenden Werte mit den tatsächlichen in der Vergangenheit eingetretenen Werten verglichen. Hier soll nur das Ungleichheitsmaß (U) von Theil benutzt werden. Dieses setzt den Root-Mean-Square-Error (RMSE) des Prognosemodells in das Verhältnis zum RMSE-Wert eines naiven Prognosemodells, z.B. wird der jeweils letzte Beobachtungszeitpunkt als Prognosewert fortgeschrieben. Wenn $U < 1$, ist das ARIMA-Prognosemodell qualitativ besser als die naive Prognose. Bei $U > 1$ liefert die naive Prognose bessere Ergebnisse. Ein Prognose-Modell kann erfahrungsgemäß als relativ gut angesehen werden, wenn es ein $U < 0,5$ aufweist.

Benutzt man ARIMA-Ansätze zur Prognose demographischer Charakteristika¹⁶, so nutzt man die Vergangenheitsstruktur der Datenreihen, um daraus z.B. den Bevölkerungsbestand für zukünftige Perioden zu bestimmen. Solche reinen zeitreihenanalytischen Verfahren können meist nur der Kurzfristprognose dienen. Da sich die Determinanten der Bevölkerung nur relativ langsam im Zeitablauf verändern, lässt sich dabei ein Prognosezeitraum von etwa 10 Jahren rechtfertigen.¹⁷ Selbst dann können die Prognoseintervalle recht weit werden. Beim späteren Vergleich (siehe Kapitel 4) der hier gefundenen Ergebnisse mit denjenigen der in Kapitel 2 aufgeführten Institutionen ist auch zu beachten, dass ausschließlich auf der Grundlage der historischen Daten prognostiziert wird und keine Annahmen über Änderungen demographischer Prozesse im Prognosezeitraum getroffen werden.

Zeitreihenanalytische Verfahren für die Gesamtbevölkerung eines Landes haben sich als mindest gleichgenau mit solchen mehr verfeinerter Verfahren erwiesen. Sie können auch als Basislinie im Vergleich mit Prognosen stärker differenzierender Ansätze (wie z.B. der Komponentenmodelle) angesehen werden. Solange komplexe Modellansätze einfache Box-Jenkins-Modelle bzgl. ihrer Prognosegenauigkeit nicht übertreffen, sollten sie modifiziert und verbessert werden.¹⁸ Ergebnisse von Zeitreihen-Verfahren könnten in Theil's Ungleichheitskoeffizient als „naives“ Modell dienen.

¹⁶ Vgl. z.B. Pflaumer (1992), 329 ff.

¹⁷ Vgl. Siegel (2002), 455.

¹⁸ Vgl. Pflaumer (1992), 330.

4 Schätzung und Prognose der ARIMA-Modelle

Für die nachfolgenden Schätzungen werden für Deutschland die Zeitreihenwerte aus den Datenbanken des StBAs¹⁹ und für Rheinland-Pfalz die Zeitreihenwerte vom StLA²⁰ herangezogen. Dabei stehen für die ARIMA-Analyse des deutschen bzw. rheinland-pfälzischen Bevölkerungsbestandes Jahresdaten von 1950 bis 2006 bzw. von 1961 bis 2007 zur Verfügung. Für die Untersuchungen der Alterstrukturen der beiden Räume liegen jeweils die Jahresdaten von 1970 bis 2007 vor. Aus Platzgründen wird nur das Modell der deutschen Gesamtbevölkerung mit graphischen Darstellungen im Text und detaillierten Analyseergebnissen im Anhang dargestellt. Die Untersuchungen der darauf folgenden Bevölkerungsgrößen werden analog durchgeführt. Dafür werden hier nur die Entwicklung der Vergangenheitswerte graphisch und die ARIMA-Prognosewerte graphisch und numerisch im Text angegeben.

4.1 Deutschland

4.1.1 Bevölkerungsstand

• Gesamtbevölkerung²¹

Der Verlauf der Zeitreihe in Abb. 1 lässt auf einen instationären Prozess bei der Bevölkerungsentwicklung schließen.

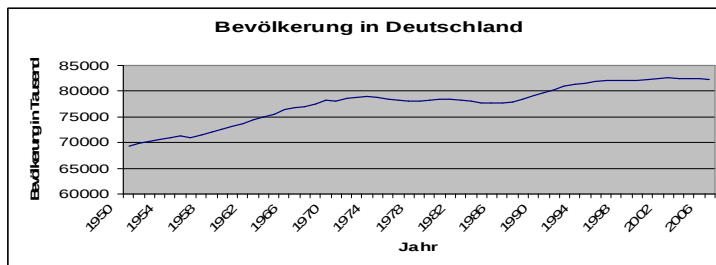


Abb. 1: Gesamtbevölkerung Deutschlands 1950 bis 2006.

Quelle: Eigene Darstellung.

In den Jahren 1950 bis 1973 gab es einen Bevölkerungsanstieg. In der Zeit zwischen den Jahren 1974 und 1984 schwankte die Bevölkerungszahl um ein relativ konstantes Niveau von 78 Millionen Einwohnern, danach erfolgte ein Anstieg auf etwa 82 Millionen Personen.

¹⁹ Vgl. Statistisches Bundesamt 2007 und 2008 (Datenverzeichnis, S. 24).

²⁰ Vgl. Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz 2008 (Datenverzeichnis, S. 24).

²¹ Die genauen Analyseergebnisse befinden sich im Anhang, S. 22 – 23.

Nach Bildung der ersten Differenzen (siehe Abb. 2) scheint das Problem der Instationarität beseitigt zu sein.

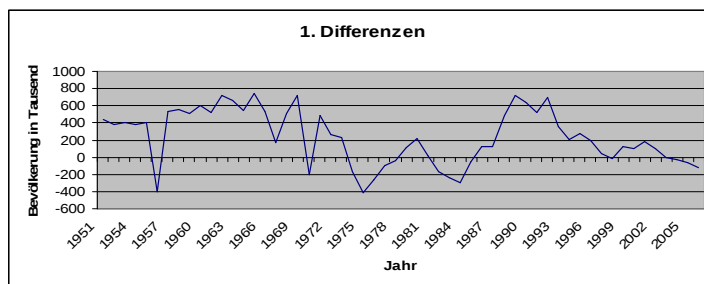


Abb. 2: Erste Differenzen der Gesamtbevölkerung Deutschlands
Quelle: Eigene Darstellung.

Ein durchgeführter ADF-Test bestätigt den Integrationsgrad von Eins: Die differenzierten Zeitreihenwerte weisen keine Einheitswurzel mehr auf (vgl. Anhang, S. 22).

Zur ersten Bestimmung der Parameter p und q wird ein Korrelogramm der AKFs und PAKFs erstellt (siehe Abb. 3).

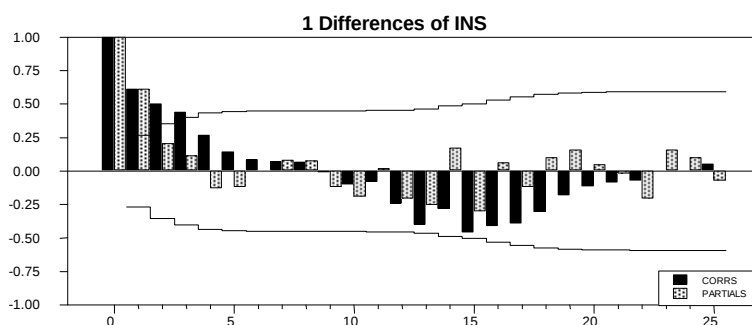


Abb. 3: AKF- und PAKF- Werte der ersten Differenzen aus Abb. 2.
Quelle: Eigene Berechnungen.

Der erste Eindruck deutet auf einen $ARI(1,1)$ -Prozess hin, da die erste PAK signifikant ist und sich die AKFs langsam dem Wert Null nähern. Die Informationskriterien SBC und HQ führen zu einem AR (1)-Modell, was den Eindruck aus dem Korrelogramm bestätigt (vgl. Anhang, S. 23).

Die Schätzung (vgl. Anhang, S. 23) für den gesamten Bevölkerungsbestand (INS) lautet:

$$\hat{INS}_t = 0,739INS_{t-1} \quad (3)$$

Ohne Konstante konvergiert der Prozess in der zweiten Iteration, der t-Wert des Koeffizienten führt zur der Ablehnung der Nullhypothese. Die Stationaritätsbedingung ist offenbar erfüllt, da das Operatorpolynom $\alpha(s) = 1 - 0,739 \cdot s$ die Nullstelle $\alpha_1^{-1} = 1,353 > 1$ hat. Der adjustierte Determinationskoeffizient besitzt mit über 99 % eine sehr hohe

Anpassungsgüte. Bei der Residualanalyse führt der Q-Test (bei einem α von 5 %) zur Nichtablehnung der Nullhypothese. Somit kann man von nichtautokorrelierten Residuen ausgehen. Die Existenz normalverteilter Residuen wird nur sehr schwach gestützt (vgl. Anhang, S. 23).

Das Ungleichheitsmaß besagt mit 0,74, dass das AR(1)-Modell bessere Prognoseeigenschaften hat als ein naives Modell (mit dem jeweiligen Vorjahreswert als Prognosewert). Wenn man bei der Prognose des Bevölkerungsstandes das spezifizierte AR(1)-Modell unterstellt, wird der Bevölkerungsstand im relativ geringen Maße bis ins Jahr 2020 auf 81.971.736 abnehmen (siehe Abb. 4). Die dünnen Linien geben in den Abbildungen die 95%igen Prognoseintervalle an.

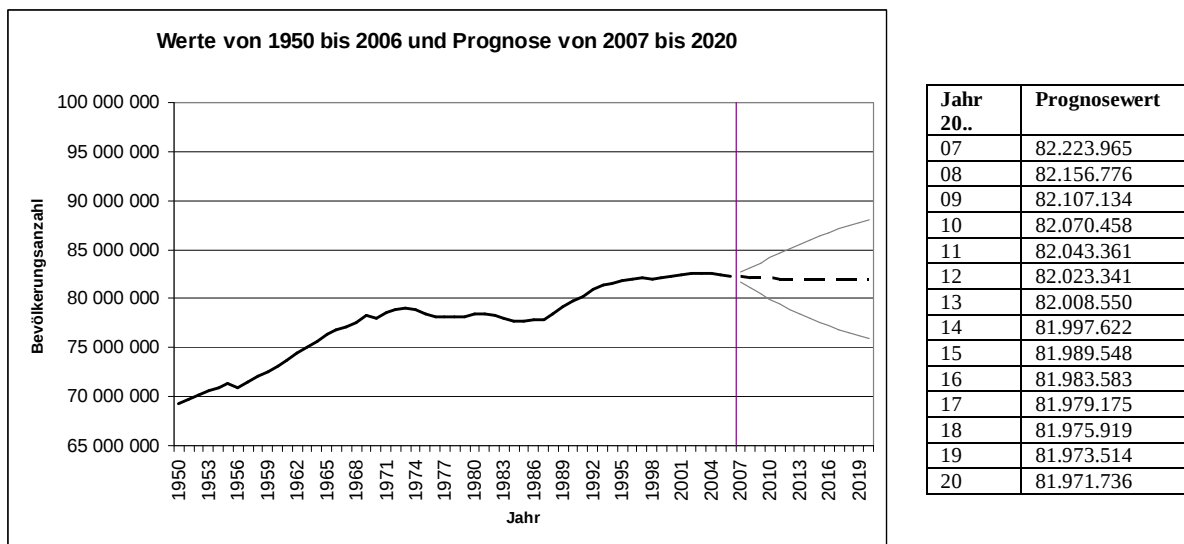


Abb. 4: Entwicklung der Gesamtbevölkerung bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

Das BBR prognostiziert für das Jahr 2020 einen Wert von 82.141.420²² Personen. Das StBA geht von 81.471.598²³ Einwohnern in Deutschland aus. Alle drei Prognosen erwarten folglich eine Schrumpfung der Bevölkerung, wobei das Ausmaß des Rückgangs unterschiedlich eingeschätzt wird. Der AR-Prognosewert für das Jahr 2020 liegt zwischen den Resultaten des StBAs und des BBRs und scheint damit als Basisergebnis eines einfachen Zeitreihenverfahrens brauchbar.

²² Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

²³ Vgl. EUROSTAT (2008).

• Männliche Bevölkerung

Optisch verläuft die Zeitreihe ähnlich wie die der gesamten Bevölkerung. Analoge Überlegungen wie bei der Gesamtbevölkerung führen zu einem ARIMA(1,1,1)-Prozess. Die Schätzung für den männlichen Bevölkerungsbestand (M) lautet:

$$\hat{M}_t = 0,892M_{t-1} - 0,406e_{t-1} \quad (4)$$

Dem Prozess wird durch das $\bar{R}^2$ eine hohe Anpassungsgüte bestätigt. Die Residualanalyse lässt auf die white noise-Eigenschaft schließen, wobei die Normalverteilungsannahme nur sehr schwach gestützt wird. Das Ungleichheitsmaß hat einen Wert von 0,64 und weist somit dem Modell bessere Prognoseeigenschaften als der naiven Prognose zu. Die zukünftige Entwicklung der männlichen Bevölkerung wird aus Abb. 5 ersichtlich.

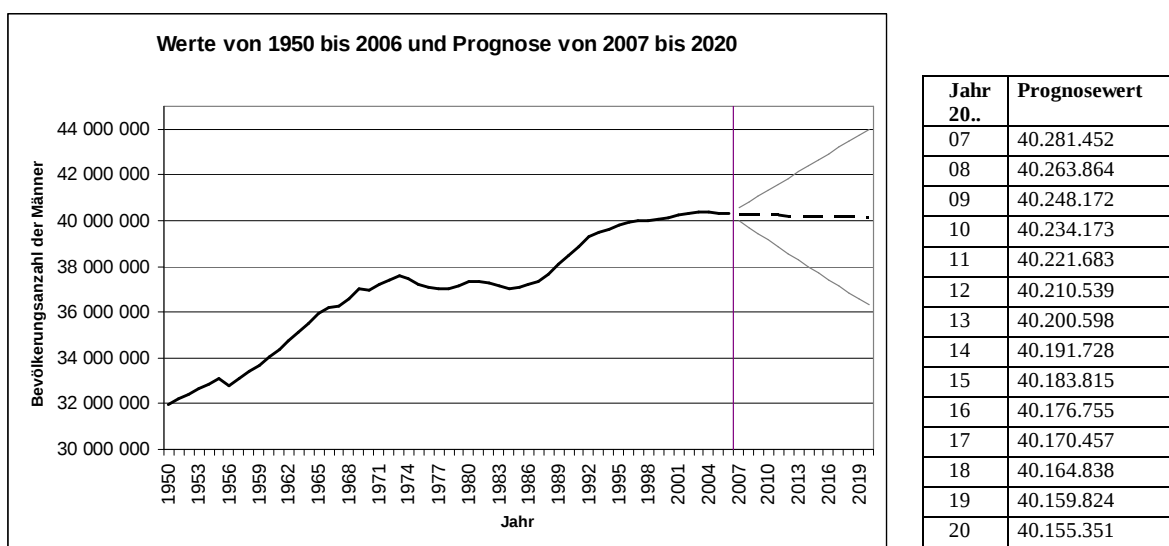


Abb. 5: Entwicklung der männlichen Bevölkerung bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

Wie auch die Gesamtbevölkerung, geht das Modell von einem langsamen Rückgang des männlichen Bevölkerungsbestandes aus. Im Jahr 2020 wird demnach die männliche Bevölkerung Deutschlands 40.155.351 Personen betragen. Das StBA prognostiziert einen Wert von 40.121.147²⁴ und das BBR schätzt die Zahl auf 40.232.420²⁵. Somit scheint das vorliegende Modell hinsichtlich der Prognose geeignet zu sein.

²⁴ Vgl. EUROSTAT (2008).

²⁵ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

• Weibliche Bevölkerung

Auch die Darstellung der weiblichen Bevölkerungszeitreihe weist ein ähnliches Muster wie die der Gesamtbevölkerung auf.

Die Analyse führt wiederum zu einem gleichen Modellansatz wie bei der männlichen Bevölkerung. Die Schätzung des weiblichen Bevölkerungsstandes (W) lautet bei einem ARIMA(1,1,1)-Prozess:

$$\hat{W}_t = 0,887W_{t-1} - 0,350e_{t-1} \quad (5)$$

Die Stationaritäts-, Invertibilitäts-, Signifikanz- und Konvergenzvoraussetzungen werden eingehalten. Das beachtliche $\bar{R}^2$ (= 0,99) signalisiert eine sehr gute Anpassungsgüte. Die Residualanalyse bestätigt die white noise-Eigenschaft, wobei die Hypothese der Normalverteilung nur sehr schwach gestützt wird. Die Prognose des ARIMA(1,1,1)-Modells eignet sich besser als eine naive Prognose ($U = 0,83$), erscheint aber nicht als überragend. Nach Durchführung der Prognose ergeben sich die in Abb. 6. dargestellten Werte.

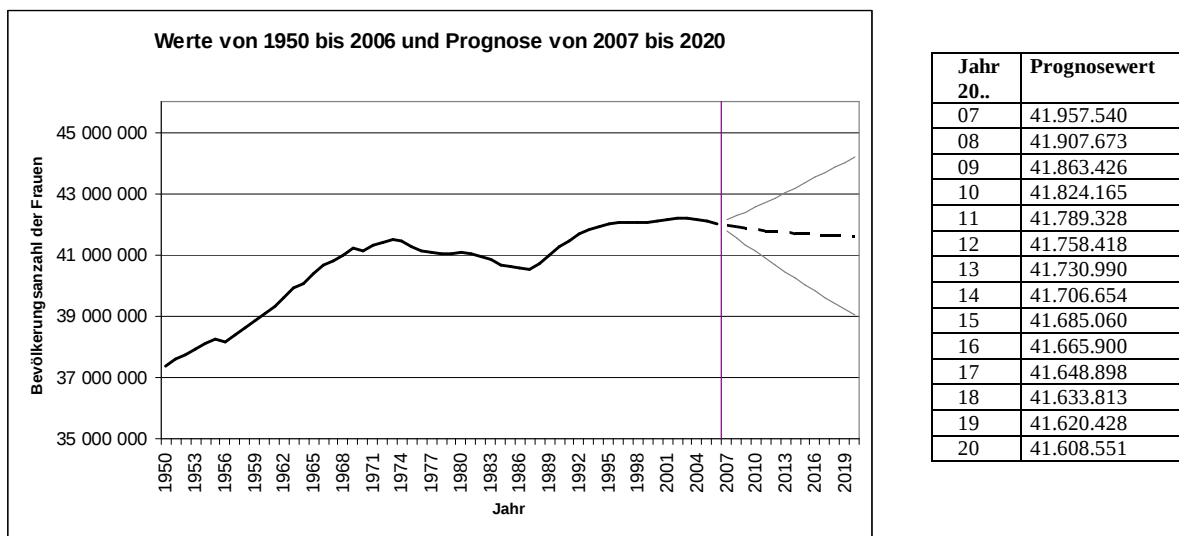


Abb. 6: Entwicklung der weiblichen Bevölkerung bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

Auch die weibliche Bevölkerung in Deutschland wird sich, dem Modell nach, langsam verringern. Demnach würden im Jahr 2020 geschätzte 41.608.550 weibliche Personen in Deutschland leben. Das StBA kommt auf einen Prognosewert von 41.350.451²⁶ und das

²⁶ Vgl. EUROSTAT (2008).

BBR auf 41.910.420²⁷. Die relativ geringen Abweichungen bestätigen die Funktion des vorliegenden ARIMA-Modells als Basismodell.

4.1.2 Altersaufbau

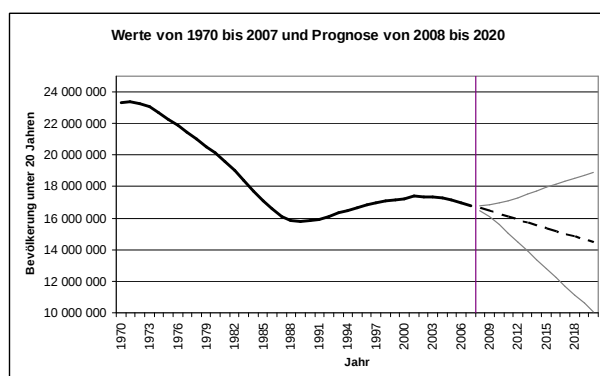
Für die Analyse der Altersstruktur wird die deutsche Gesamtbevölkerung in drei Altersschichten eingeteilt. Die erste Gruppe (L) besteht aus allen Einwohnern, die das 20. Lebensjahr noch nicht vollendet haben. Zu der zweiten Altersschicht (M) gehören alle Einwohner zwischen dem 20. und 64. Lebensjahr. Der dritten Gruppierung (H) gehören alle Einwohner an, die mindestens das 65. Lebensjahr vollendet haben.

• Junge Bevölkerungsschicht L

Bei der Zeitreihe der jungen Bevölkerung scheint es sich auf den ersten Blick um einen stationären Prozess zu handeln, was durch einen ADF-Test bestätigt wird. Die Bedingungen eines adäquaten Modells werden bei einem AR(3)-Prozess eingehalten; es wird geschätzt mit L als junger Bevölkerungsschicht:

$$\hat{L}_t = 2,396L_{t-1} - 1,865L_{t-2} + 0,469L_{t-3} \quad (6)$$

Der Prozess besitzt eine hohe Anpassungsgüte. Die Residualanalyse bestätigt dem Prozess normalverteilte Residuen, die auch frei von Autokorrelation sind. Das Ungleichheitsmaß weist einen Wert deutlich unter Eins auf und attestiert damit dem AR(3)-Prozess bessere Prognoseeigenschaften als einer naiven Prognose (mit den jeweiligen Vorjahreswerten). Eine durchgeführte Prognose auf Grundlage des AR(3)-Prozesses führt zu dem Verlauf in Abb. 7.



Jahr 20..	Prognosewert
08	16.634.862
09	16.455.751
10	16.275.317
11	16.093.999
12	15.912.216
13	15.730.347
14	15.548.722
15	15.367.630
16	15.187.312
17	15.007.975
18	14.829.792
19	14.652.903
20	14.477.428

Abb. 7: Entwicklung der jungen Bevölkerung bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

²⁷ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

Das AR(3)-Modell erwartet einen kontinuierlichen Rückgang der Bevölkerungsschicht L. Im Jahr 2020 werden dem Modell nach nur noch 14.477.428 Einwohner unter 20 Jahren in Deutschland leben. Das StBA und das BBR erwarten ebenfalls eine Reduzierung dieser Altersschicht. Das StBA schätzt die Anzahl der jungen Bevölkerung im Jahr 2020 auf 13.768.700²⁸ und das BBR auf 14.209.400²⁹ ein. Das AR(3)-Modell prognostiziert demnach eine etwas schwächere Abnahme als die beiden Ämter.

• Mittlere Bevölkerungsschicht M

Diese Zeitreihe ist erst nach der zweiten Differenzenbildung stationär. Ein adäquates Modell stellt ein AR(1)-Prozess dar, da er die Voraussetzungen für ein Box-Jenkins-Modell einhält. Die Schätzung für die mittlere Bevölkerungsschicht (M) lautet:

$$\hat{M}_t = 0,348M_{t-1} \quad (7)$$

Die Schätzgleichung besitzt eine sehr hohe Anpassungsgüte und erfüllt die gewünschten Eigenschaften bezüglich der Residuen. Das Ungleichheitsmaß mit 0,385 schreibt dem AR(1)-Modell erheblich bessere Prognoseeigenschaften als einem naiven Modell zu. Abb. 8 visualisiert die Entwicklung bis ins Jahr 2020.

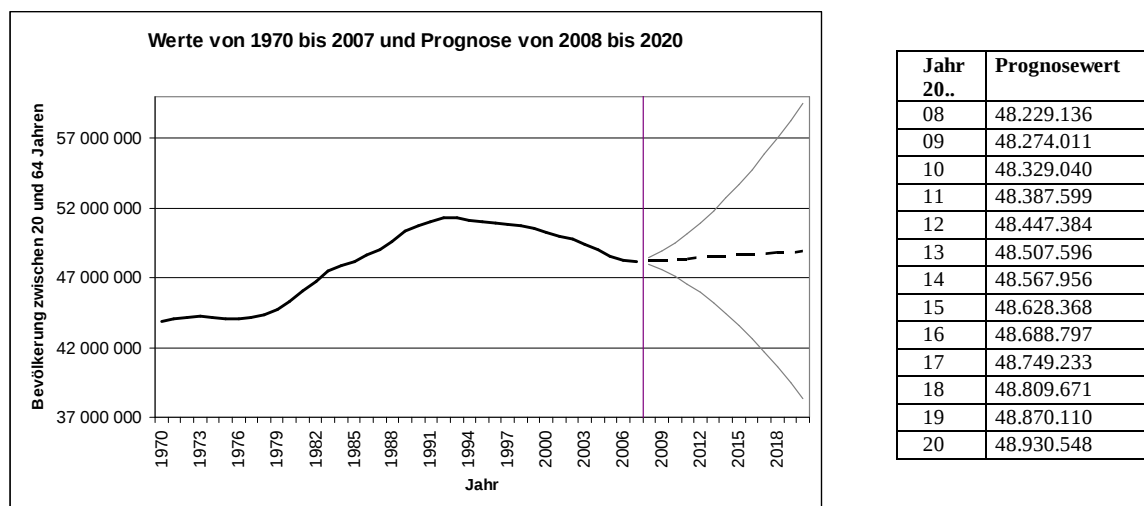


Abb. 8: Entwicklung der mittleren Bevölkerung bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

Das AR(1)-Modell erwartet einen kontinuierlichen Anstieg der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter. Im Jahr 2020 weist die durchgeführte Prognose einen Wert von

²⁸ Vgl. Dorbritz et al. (2008), 16.

²⁹ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

48.930.548 Personen aus. Das StBA und das BBR erwarten ebenfalls einen Anstieg dieser Altersgruppe, wobei sie von einer stärkeren Zunahme ausgehen. Im Jahr 2020 liegen der Prognosewert des StBAs bei 49.290.317³⁰ und der Wert des BBRs bei 49.957.900³¹. Der hohe Prognosewert des BBRs lässt sich vermutlich dadurch erklären, dass es auch die Gesamtbevölkerungszahl für das Jahr 2020 höher einschätzt.

- Ältere Bevölkerungsschicht (H)

Das Kriterium der Stationarität wird hier nach Bildung der ersten Differenzen erfüllt. Das Korrelogramm deutet auf einen AR(2)-Prozess hin, was durch weitere Prüfungen bestätigt wird. Die Schätzgleichung für die ältere Bevölkerungsschicht (H) lautet:

$$\hat{H}_t = 151060152 + 1,360H_{t-1} - 0,650H_{t-2} \quad (8)$$

Der Prozess besitzt eine hohe Anpassungsgüte, und die Residualanalyse ergibt Normalverteilung und Nicht-Autokorrelation. Das Ungleichheitsmaß ist kleiner als 0,3 und bestätigt dem AR(2)-Prozess weitaus bessere Prognosefähigkeiten als einem naiven Modell. Nach einer durchgeführten Prognose ergibt sich für die ältere Bevölkerungsschicht die in Abb. 9 dargestellte Entwicklung.

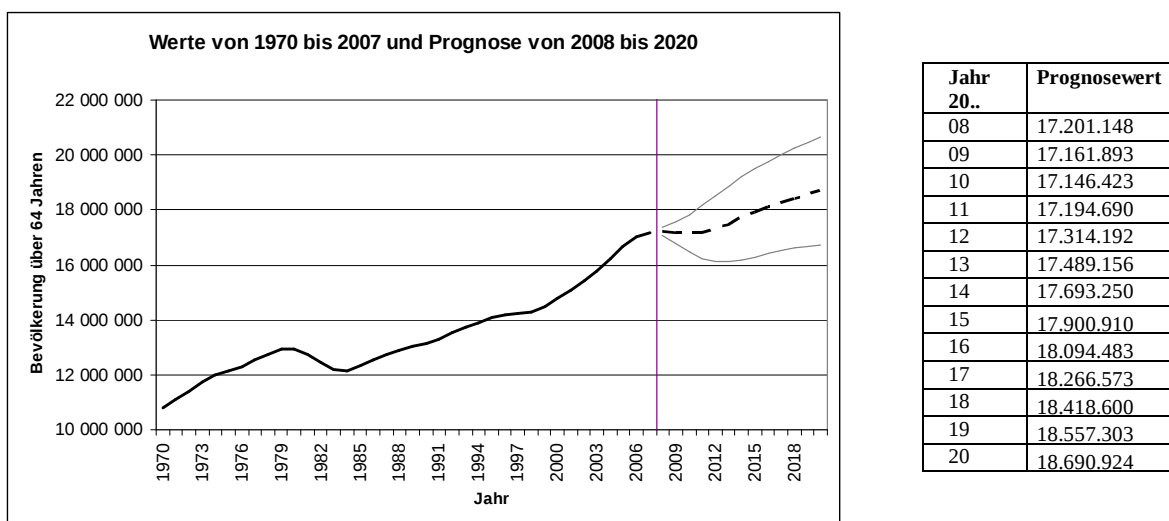


Abb. 9: Entwicklung der älteren Bevölkerung bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

Das AR(2)-Modell prognostiziert eine kontinuierliche Zunahme der älteren Bevölkerungsschicht. Der Prognosewert im Jahr 2020 wird vom Modell auf 18.690.924

³⁰ Vgl. Dorbritz et al. (2008), 16.

³¹ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

Personen geschätzt. Das StBA erwartet für das gleiche Jahr einen Wert von 18.779.203³² Personen, und das BBR schätzt die Bevölkerungszahl der über 64-jährigen auf 17.972.100³³. Das Ergebnis des AR(2)-Modells liegt - wie schon bei einigen vorherigen Ergebnissen - zwischen den beiden Prognosewerten des StBAs und des BBRs.

Die Ergebnisse weisen auf den stetigen Alterungsprozess der Bevölkerung in Deutschland hin.

4.2 Rheinland-Pfalz

4.2.1 Bevölkerungsstand

• Gesamtbevölkerung

Für den Bevölkerungsbestand in Rheinland-Pfalz ergibt sich ein AR(1)-Modell mit der Schätzgleichung für die Gesamtbevölkerung (INS):

$$\hat{INS}_t = 0,854INS_{t-1} \quad (9)$$

Diese Schätzung erfüllt alle Voraussetzungen für ein adäquates ARIMA-Modell. Abb. 10 stellt die Prognoseergebnisse dar.

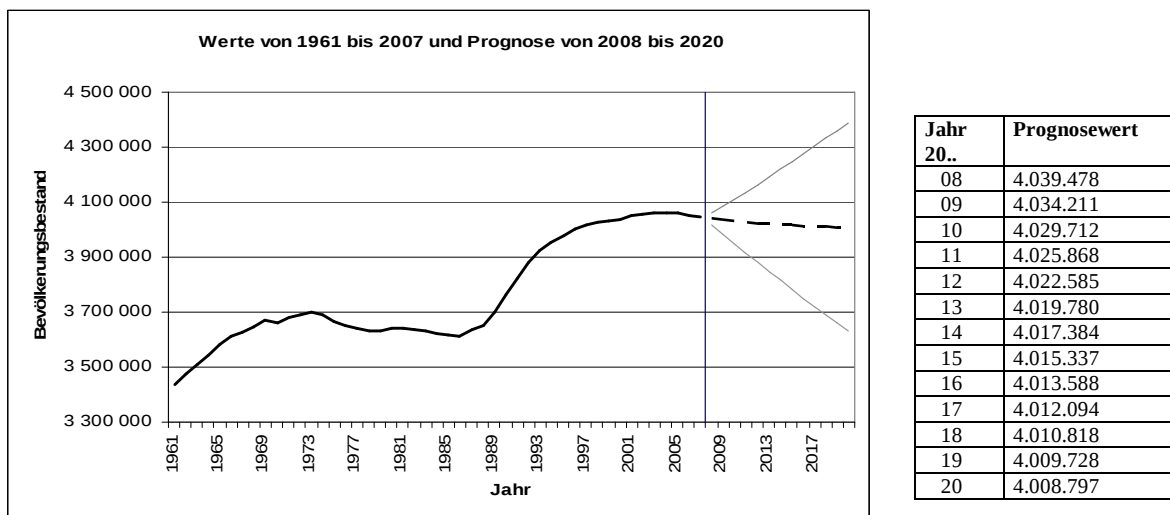


Abb. 10: Entwicklung der Gesamtbevölkerung bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

Die AR(1)-Modellprognose geht von einer Schrumpfung der Gesamtbevölkerung bis zum Jahr 2020 aus. Demnach werden am Ende des Prognosehorizonts 4.008.797 Menschen in RLP leben. Das entspricht einer Veränderung von knapp – 1 % verglichen mit heute. Das

³² Vgl. Dorbritz et al. (2008), 16.

StLA RLP erwartet einen viel stärkeren Rückgang (ca. 3,2 %) und schätzt den Bevölkerungsstand auf 3.924.636³⁴ im Jahr 2020. Das BBR prognostiziert ein Bevölkerungswachstum und rechnet mit 4.133.600³⁵ Einwohnern im Jahr 2020.

• Männliche Bevölkerung

Die AR(1)-Schätzgleichung für den männlichen Bevölkerungsbestand (M) hat die Form:

$$\hat{M}_t = 0,847M_{t-1} \quad (10)$$

Obwohl der Prozess alle Voraussetzungen für ein adäquates Modell und eine hohe Anpassungsgüte besitzt, ist seine Prognosequalität nur etwa im Bereich einer naiven Prognose einzuordnen ($U = 1,03$). Die AR(1)-Prognose führt zu dem Ergebnis, dass sich die männliche Bevölkerung in Rheinland-Pfalz nur geringfügig verkleinern wird (siehe Abb. 11).

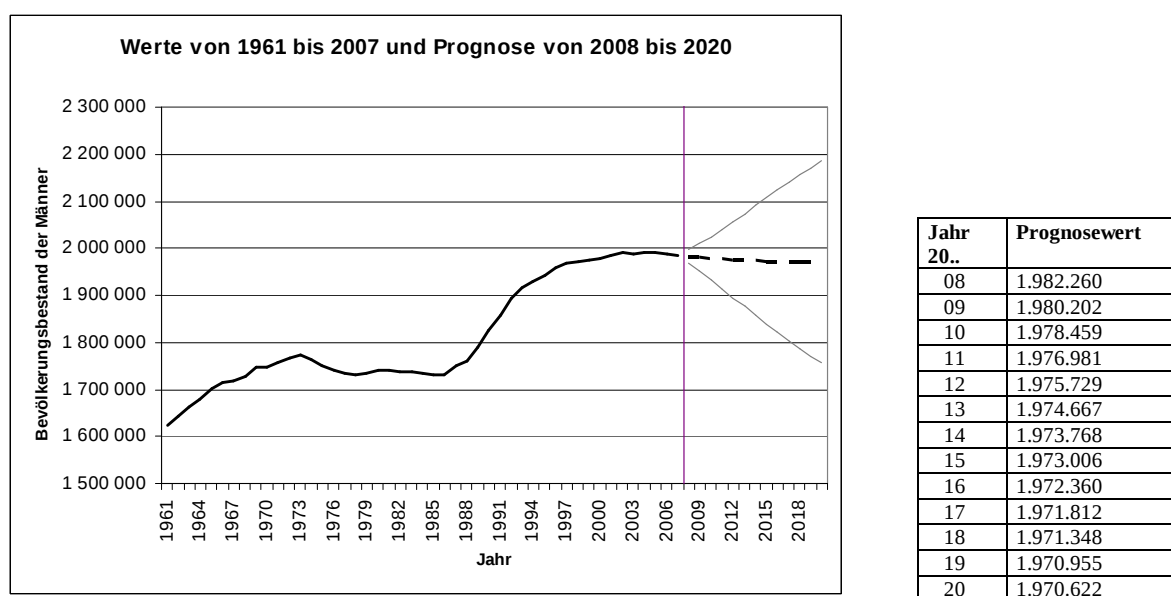


Abb. 11: Entwicklung der männlichen Bevölkerung bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

Die ARIMA-Modellierung erwartet für das Jahr 2020 1.970.622 männliche Personen in Rheinland-Pfalz. Das StLA RLP schätzt die männliche Bevölkerungszahl auf 1.922.309³⁶ und das BBR auf 2.044.000³⁷ für das Jahr 2020 ein.

³³ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

³⁴ Vgl. StLA RLP (2007), 81.

³⁵ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

³⁶ Vgl. StLA RLP (2007), 81.

³⁷ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

• Weibliche Bevölkerung

Die Entwicklung des weiblichen Bevölkerungsstandes in Rheinland-Pfalz ähnelt derjenigen des männlichen Bevölkerungsstandes. Die AR(1)-Schätzgleichung des weiblichen Bevölkerungsbestandes (W) lautet:

$$\hat{W}_t = 0,844W_{t-1} \quad (11)$$

Abb. 12 zeigt die Entwicklung des weiblichen Bevölkerungsbestandes in Rheinland-Pfalz auf Basis des spezifizierten AR(1)-Modells.

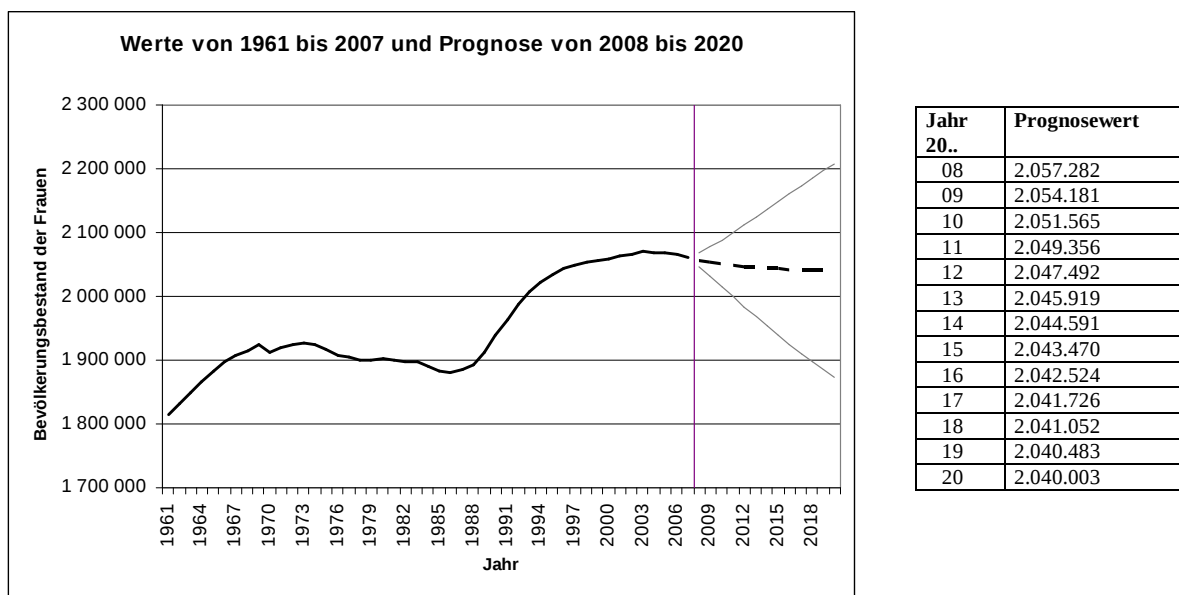


Abb. 12: Entwicklung der weiblichen Bevölkerung bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

Auch die weibliche Bevölkerung wird entsprechend dem AR(1)-Prozess geringfügig abnehmen und im Jahr 2020 2.040.003 Personen betragen. Das StLA RLP erwartet für das gleiche Jahr einen Wert von 2.002.327³⁸. Das BBR geht von einem Anstieg auf 2.089.600³⁹ weibliche Personen in RLP im Jahr 2020 aus.

Insgesamt bleibt festzuhalten, dass die Prognosewerte des BBRs vor dem Hintergrund des demographischen Wandels vergleichsweise hoch erscheinen. Zudem führen die ARIMA-Modelle zu ähnlichen Ergebnissen wie das StLA RLP, wobei dieses den stärkeren Rückgang bei der männlichen Bevölkerung erwartet und nicht, wie die ARIMA-Modelle, bei den Frauen.

³⁸ Vgl. StLA RLP (2007), 81.

³⁹ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

4.2.2 Altersaufbau

• Junge Bevölkerungsschicht (L)

Die jüngere Bevölkerungsschicht beschreibt die Gruppe der unter 20-Jährigen.

Ein adäquat geschätztes AR(2)-Modell für die junge Altersschicht (L) lautet:

$$\hat{L}_t = 838915,459 + 1,841L - 0,865L_{t-1} \quad (12)$$

Damit ergibt sich die in Abb. 13 dargestellte Entwicklung für die Bevölkerungsschicht L.

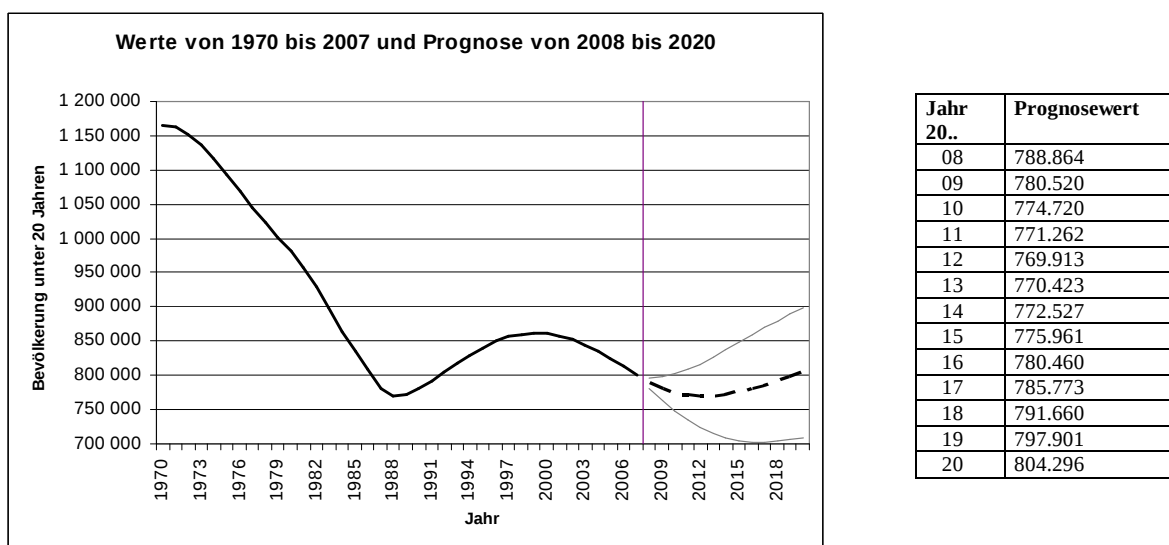


Abb. 13: Entwicklung der Bevölkerung unter 20 Jahren bis 2020.

Quelle: Eigene Darstellung.

Das Modell prognostiziert, dass die Bevölkerungsgruppe bis zum Jahr 2012 abnimmt und anschließend wieder ansteigt. Schon im Jahr 2019 wird der Anstieg den vorher stattgefundenen Rückgang überkompensieren. Nach diesem Modell werden im Jahr 2020 804.296 Personen aus dieser Altersschicht in Rheinland-Pfalz leben. Das StLA RLP erwartet einen starken Rückgang auf 686.200⁴⁰ Personen bis ins Jahr 2020. Das BBR geht ebenfalls von einer Verminderung dieser Bevölkerungsgruppe aus und prognostiziert für das Jahr 2020 einen Wert von 728.400⁴¹ Personen.

⁴⁰ Vgl. StLA RLP (2007), 85.

⁴¹ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

• Mittlere Bevölkerungsschicht (M)

Die Informationskriterien führen zu der Bestätigung eines ARMA(1,1)-Prozesses (I(2)). Die Schätzgleichung der mittleren Bevölkerungsschicht (M) lautet:

$$\hat{M}_t = 0,587M_{t-1} - 0,734e_{t-1} \quad (13)$$

Allerdings ist zu beachten, dass der Koeffizient des AR-Terms erst bei einem Signifikanzniveau von 10% signifikant von Null verschieden ist. Die Entwicklung der mittleren Bevölkerungsschicht bis zum Jahr 2020 auf Basis des spezifizierten Modells ist in Abb. 14 dargestellt.

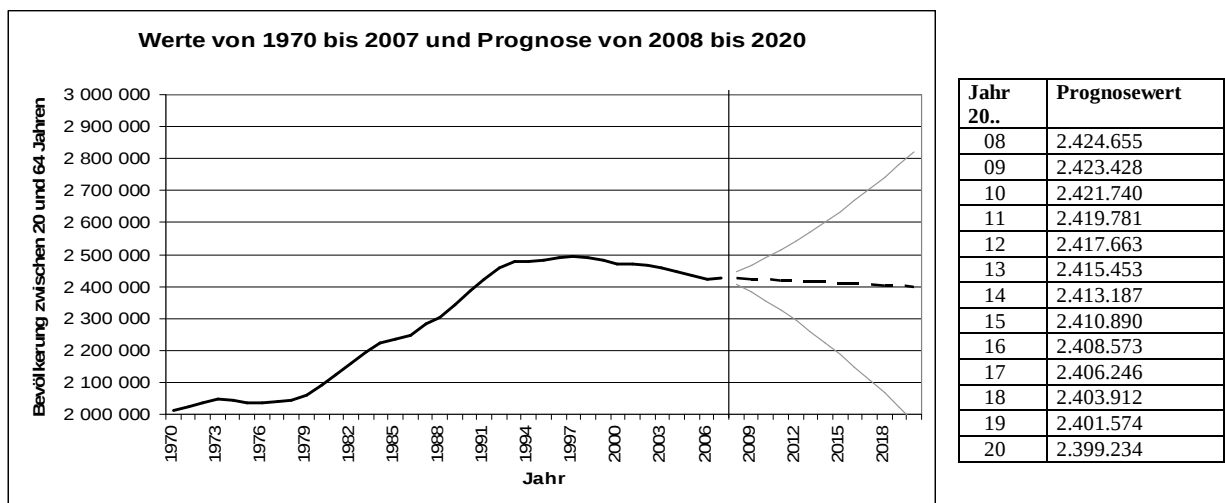


Abb. 14: Bevölkerung zwischen 20 und 64 Jahren.

Quelle: Eigene Darstellung.

Das Modell prognostiziert eine verhältnismäßig konstante Entwicklung bis zum Jahr 2020. Am Ende des Prognosehorizonts werden 2.399.234 Personen, die der mittleren Altersgruppe angehören, erwartet. Das entspricht einem Rückgang von 25.863 Personen verglichen mit dem Jahr 2007. Das StLA RLP kommt zu einem ähnlichen Ergebnis und schätzt die zukünftige Größe dieser Altersgruppe auf ca. 2.330.000⁴² Personen im Jahr 2020. Dem BBR nach wird sich die Anzahl der Personen im mittleren Alter auf 2.512.100⁴³ bis zum Jahr 2020 erhöhen. Diese Zunahme erscheint nur plausibel, wenn die Anzahl der Zuwanderer innerhalb dieser Altersgruppe stark zunehmen wird.

⁴² Vgl. StLA RLP (2007), 86.

⁴³ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

- Ältere Bevölkerungsschicht (H)

Diese Gruppe beinhaltet die Personen, die über 64 Jahre alt sind.

Hier kann ein MA(1)-Modell identifiziert und für die ältere Bevölkerungsschicht (H) wie folgt geschätzt werden:

$$\hat{H}_t = 0,378e_{t-1} \quad (14)$$

Das Ungleichheitsmaß favorisiert die vorliegende Spezifikation stark gegenüber einem naiven Modell hinsichtlich der Prognoseeigenschaften ($U = 0,23$). Die Entwicklung der älteren Bevölkerungsschicht in Rheinland-Pfalz bis zum Jahr 2020 wird in Abb.15 veranschaulicht.

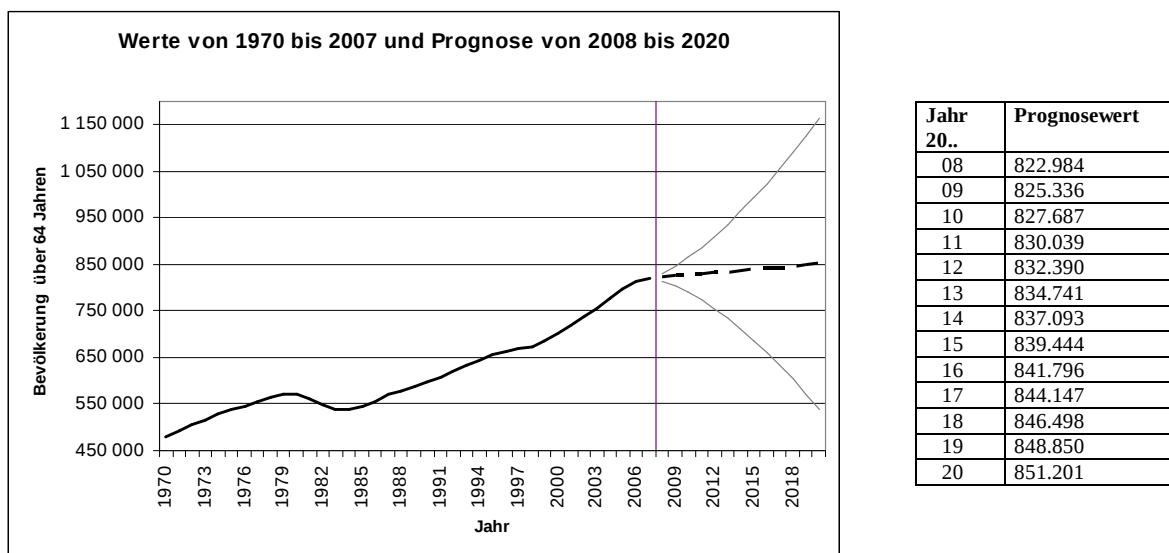


Abb. 15: Bevölkerung über 64 Jahren.

Quelle: Eigene Darstellung.

Den Prognoseergebnissen des ARIMA-Modells nach zu folgern, wird die Anzahl der Menschen im Rentenalter über den gesamten Prognosezeitraum ansteigen. Für das Jahr 2020 prognostiziert das Modell 851.201 Personen in dieser Altersgruppe. Die Prognoseergebnisse des StLAs RLP und des BBRs gehen in die gleiche Richtung, wobei sie größer ausfallen. Das StLA RLP erwartet eine Zunahme auf 905.000⁴⁴ und das BBR auf 893.200⁴⁵ Senioren im Jahr 2020.

⁴⁴ Vgl. StLA RLP (2007), 87.

⁴⁵ Vgl. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006), CD-ROM, Bevölkerungstabellen.

5 Fazit

Die Ergebnisse aus den ARIMA-Prognosen für die männliche, weibliche und gesamte Bevölkerung in Deutschland wie in Rheinland-Pfalz einschließlich einzelner Bevölkerungsschichten zeigen bis zum Jahr 2020 wesentliche Übereinstimmungen mit denjenigen von StBA, StLA RLP und BBR. Solche zeitreihenanalytischen Prognosen können als Basis- und Vergleichsprognosen zu demographisch unterfütterten Ansätzen gesehen werden. Sie geben zugleich Intervalle an, die die Unsicherheit der Prognoseergebnisse signalisieren, was auch in den durchgeführten Berechnungen durch die zum Teil stark variierende Breite der Prognoseintervalle illustriert wird.

Abweichungen der Prognoseergebnisse zwischen den ARIMA-Modellen und den Ämtern werden am Beispiel des Bevölkerungsstandes deutlich: Die Statistischen Ämter und das BBR stützen ihre Prognosen auf die Komponentenmethode. Der Bevölkerungsstand wird durch die Entwicklung der einzelnen Komponenten erklärt. Bei einem ARIMA-Modell wird der Zeitreihenwert nur durch dessen Vergangenheitswerte und den Informationen in den Restgrößen bestimmt. Folglich gehen keinerlei Annahmen über die zukünftige Entwicklung der Bevölkerungsbewegungen (natürliche und räumliche Bewegungen) in das Modell ein.

Die Schrumpfungsprozesse der Bevölkerungszahl werden sich in Deutschland und Rheinland-Pfalz fortsetzen. Ursächlich für diese Entwicklung sind zum einen das wachsende Geburtendefizit und zum anderen der niedrige Wanderungssaldo.⁴⁶ Die Alterung der Bevölkerung wird sich in den kommenden Jahren verstärken. Der Anteil der ausländischen Bürger wird aufgrund der ansteigenden Sterbefälle und geringer werdenden Geburtenzahlen der Deutschen ansteigen.

Die verschiedenen demographischen Prozesse verlaufen räumlich und zeitlich allerdings in unterschiedlichem Ausmaß und Tempo, was zu vielfältigen räumlichen Auswirkungen und Aufgaben führen wird.⁴⁷

⁴⁶ Vgl. Eisenmenger, M. et al. (2006a), 34.

⁴⁷ Vgl. Gatzweiler/Bucher/Waltersbach (2006), 105.

Anhang: Exemplarische Untersuchungsergebnisse des Gesamtbevölkerungsbestandes für Deutschland

Die Berechnungen wurden mit dem Softwareprogramm WinRATS Version 6.0 durchgeführt.⁴⁸

Überprüfung der Stationarität mittels ADF-Test

TESTING SERIES: **INS** SAMPLE 1950:01 TO 2006:01
 AUTOREGRESSIVE CORRECTIONS: **1 LAGS**
 WORKING AT 5.0 % SIGNIFICANCE LEVEL
 ALL TESTS OF UNIT ROOT ARE ONE-SIDED

REGRESSIONS WITH CONSTANT,TREND

lag > 0 true, lags = 1
 $t(\rho-1)/\tau_0 = -1.76777$ with critical value -3.41000
 Cannot reject a unit root with $t(\rho-1)/\tau_0$
 Next is joint test of trend=0 and root=1
 $\psi_3 = 2.58044$ with critical value 6.25000
 PSI3 cannot reject unit root and no linear trend

REGRESSIONS WITH CONSTANT,NO TREND

lag > 0 true, lags = 1
 $t(\rho-1)/\mu = -1.97035$ with critical value -2.86000
 Cannot reject a unit root with $t(\rho-1)/\mu$
 Next is joint test of constant=0 and root=1
 $\psi_1 = 3.80376$ with critical value 4.59000
 PSI1 cannot reject constant=0 and root=1

REGRESSIONS WITH NO CONSTANT, NO TREND

lag > 0 true, lags = 1
 $t(\rho-1) = 1.76215$ with critical value -1.95000
 Cannot reject a unit root with $t(\rho-1)$

CONCLUSION: Series contains a unit root with zero drift

URAUTO Procedure by Paco Goerlich

TESTING SERIES: **DINS**⁴⁹ SAMPLE 1951:01 TO 2006:01
 AUTOREGRESSIVE CORRECTIONS: 0 LAGS
 WORKING AT 5.0 % SIGNIFICANCE LEVEL
 ALL TESTS OF UNIT ROOT ARE ONE-SIDED

REGRESSIONS WITH CONSTANT,TREND

lag > 0 false, lags = 0
 $t(\rho-1)/\tau_0 = -3.80799$ with critical value -3.41000
 Unit root rejected with $t(\rho-1)/\tau_0$

CONCLUSION: Series has no unit root

→ Die Zeitreihe ist nach einmaliger Differenzenbildung stationär.

⁴⁸ Vgl. z.B. Schulze/Prinz/Schweinberg (2006).

⁴⁹ D bezeichnet die erste Differenz der Zeitreihe.

Identifikation mittels Informationskriterien

P= 0 Q= 0 AIC= 25.75873 SBC= 25.83061 HQC= 25.80846

P= 0 Q= 1 AIC= 25.33664 SBC= 25.48040 HQC= 25.43611

P= 0 Q= 2 AIC= 25.22328 SBC= 25.43892 HQC= 25.37248

...

...

...

...

P= 1 Q= 0 AIC= 24.95752 SBC= **25.10324** HQC= **25.05848**

...

...

...

...

P= 3 Q= 1 AIC= 24.72492 SBC= **25.09948** HQC= **24.98508**

...

...

...

...

P= 5 Q= 4 AIC= 24.17732 SBC= **24.94826** HQC= **24.71422**

P= 5 Q= 5 AIC= 24.58319 SBC= 25.43123 HQC= 25.17378

Schätzung des AR(1)-Modells

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton

Convergence in 2 Iterations.

Dependent Variable INS

Annual Data From 1952:01 To 2006:01

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

AR{1}	0.7388236581	0.0896002585	8.24578	0.000000

Beurteilung

Ljung-Box Q-Statistics: Q(13-0) = 20.5507. Significance Level **0.08230282**

Jarque-Bera 20.93095 Signif Level (JB=0) **0.00002850**

→ Normalverteilung wird mit einem Signifikanzniveau von **0.00002850** sehr schwach gestützt!

Theils U **0.74265**

Datenverzeichnis

EUROSTAT Online Datenbank (2008): Konvergenzjahr 2150 – Bevölkerung am 1. Januar nach Geschlecht und Alter in Jahren, Europäische Union (27 Länder), http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/EN/proj_08c_base.htm, Stand: 22.09.2008, Abruf: 29.11.2008, Tabelle für Deutschland (DE).

Statistisches Bundesamt (2007): Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Fachserie 1, Reihe 1.3.

Statistisches Bundesamt (2008): Altersgruppen, Stand 12/2008.

<https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/online.jsessionid=6B5414BDF7E678E99B2830E72B2D53F9.tcggen2?operation=abruftabelleBearbeiten&levelindex=2&levelid=1230380127853&auswahloperation=abruftabelleAuspraegungAuswaehlen&auswahlverzeichnis=ordnungsstruktur&auswahlziel=werteabruf&nummer=5&variable=2&name=GES&werteabruf=Werteabruf>.

Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz (2008): Fortschreibung des Bevölkerungsstandes, Stand 10/2008, <http://infothek.statistik.rlp.de/lis/onlinedb/>.

Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz (2008): Daten aus der Bevölkerungsfortschreibung zum 31.12.2007. Auf persönliche Anfrage vom 5.11.2008.

Literaturverzeichnis

Alho, J. M., Spencer, B.D. (2005): Statistical Demography and Forecastcasting, New York (Springer).

Assenmacher, W. (2002): Einführung in die Ökonometrie, 6. vollst. überarb. und erw.Aufl., Wien (Oldenbourg).

Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2006): Raumordnungsprognose 2020/2050, Band 23, Bonn.

Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (2008): Raumordnungsprognose 2025, BBR-Berichte KOMPAKT, 2/2008, Bonn.

Dorbritz, J. et al. (2008): Bevölkerung – Daten, Fakten, Trends zum demographischen Wandel in Deutschland, Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (Hrsg.), Wiesbaden.

Eisenmenger, M. et al. (2006a): Bevölkerung Deutschlands bis 2050 – 11. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung, Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Wiesbaden.

Eisenmenger, M. et al. (2006b): Bevölkerung Deutschlands bis 2050 –11. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung, Presseexemplar, Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Wiesbaden.

Gatzweiler, H., Bucher, H., Waltersbacher, M. (2006): Schlussfolgerungen, in: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (Hrsg.), Raumordnungsprognose 2020/2050, Band 23, Bonn, 105-117.

Kirchgässner, G., Wolters, J. (2006): Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse, München (Vahlen).

Neusser, K. (2006): Zeitreihenanalyse in den Wirtschaftswissenschaften, Wiesbaden (Vieweg - Teubner).

- Pflaumer, P. (1992):** Forecasting US populations totals with the Box-Jenkins approach, International Journal of Forecasting 8, 329-338.
- Rinne, H., Specht, K. (2002):** Zeitreihen – Statistische Modellierung, Schätzung und Prognose, München (Vahlen).
- Schlömer, C., Bucher, H. (2006):** Die Bevölkerung, in: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (Hrsg.), Raumordnungsprognose 2020/2050, Band 23, Bonn, 7-38.
- Schulze, P. M. (2007):** Beschreibende Statistik, 6. korr. und akt. Aufl., München (Oldenbourg).
- Schulze, P. M., Prinz, A., Schweinberger, A. (2006):** Angewandte Statistik und Ökonometrie mit WinRATS, München/Wien (Oldenbourg).
- Siegel, J. S. (2002):** Applied Demography, San Diego usw. (Academic Press).
- Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz (2007):** Rheinland-Pfalz 2050 – Zweite regionalisierte Bevölkerungsvorausberechnung (Basisjahr 2006), Statistische Analysen, Band 7, Bad Ems.
- Stier, W. (2001):** Methode der Zeitreihenanalyse, Berlin (Springer).

Autoren:

Nelly Dempwolff, cand. rer. pol., Projektbearbeiterin

Peter M. Schulze, Univ.-Prof. Dr., Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie,
Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Im Internet unter <http://www.stat.oek.de/> verfügbar.

1. Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
2. Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
4. Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
5. Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzins in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
6. Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
7. Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
8. Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
9. Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)

10. Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
11. Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
12. Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
13. Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
14. Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)
15. Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)
16. Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments - GMM). Darstellung und Anwendung (Juni 1998)
17. Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor? (August 1998)
18. Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
19. Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
20. Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball:
Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)
21. Peter M. Schulze, Regionalwirtschaftlicher Datenkatalog für die Bundesrepublik Deutschland (September 2000)

22. Yvonne Lange, Ein logistisches Regressionsmodell zur Analyse der Verkehrsmittelwahl im Raum Mainz (Oktober 2000)
23. Verena Dexheimer, Zählmodellen (Count Data Models) Ansätze und Anwendungen (Mai 2002)
24. Andreas Handel, Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland (September 2003)
25. Christina Bastian / Yvonne Lange / Peter M. Schulze, Hedonische Preisindizes - Überblick und Anwendung auf Personalcomputer (Mai 2004)
26. Alexander Prinz / Peter M. Schulze, Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten - Eine Paneldatenanalyse (Mai 2004)
27. Martin Flohr, Analyse der ökonomischen und demografischen Determinanten von Sportaktivitäten in Deutschland (Juni 2004)
28. Peter M. Schulze, Granger-Kausalitätsprüfung. Eine anwendungsorientierte Darstellung (Juli 2004)
29. Kristina Ripp / Peter M. Schulze, Konsum und Vermögen - Eine quantitative Analyse für Deutschland (August 2004)
30. Andreas Schweinberger, Ein VAR-Modell für den Zusammenhang zwischen Öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum in Deutschland (November 2004)
31. Frank Jacobi, ARCH-Prozesse und ihre Erweiterungen - Eine empirische Untersuchung für Finanzmarktzeitreihen (April 2005)
32. Frank Jacobi, Informationskriterien und volatility clustering (September 2005)
33. Peter M. Schulze / Alexander Prinz / Daniela Knoll, E-Learning in der statistischen Grundausbildung von Wirtschaftswissenschaftlern (März 2006)

34. Julia König / Peter M. Schulze, Zur Analyse rheinland-pfälzischer Exporte mittels Gravitationsmodell (Oktober 2006)
35. Anke Koch / Peter M. Schulze, Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion (November 2006)
36. Daria Orlova / Timo Jost, Zur Erklärung der Zuwanderungen nach Deutschland - Ein Gravitationsmodell (Dezember 2006)
37. Peter M. Schulze / Christoph Eschermann, Analyse und Prognose des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags (September 2007)
38. Anna Lerch / Peter M. Schulze, Ein Gravitationsansatz zur Analyse internationaler Tourismusströme nach Deutschland (Oktober 2007)
39. Steffen Becker, Der Betafaktor im CAPM als variierender Regressionskoeffizient (Juli 2008)
40. Timo Jost / Peter M. Schulze, Segmente der Welthandelsflotte - Eine Seemingly-Unrelated-Regressions-Analyse (August 2008)
41. Peter M. Schulze, Kurzfristprognosen Containerumschlags für Deutschland und Hamburg - Ein SARIMA-Ansatz (September 2008)
42. Peter M. Schulze / Constantin Weiser, Dynamische Modellierung des Hamburger Containerumschlags - Ein ADL-Ansatz (November 2008)
43. Nelly Dempwolff / Peter M. Schulze, ARIMA-Bevölkerungsprognosen für Deutschland und Rheinland-Pfalz (März 2009)

