

Andreas Hammer

4.12.2024

Dynamik der Arbeitsmarktintegration: Eine Zeitreihen-Analyse der Abgangsraten aus Arbeitslosigkeit für den Rechtskreis SGB III

Wiedereingliederung von Arbeitslosen – das ist das Interesse der Beteiligten am Arbeitsmarkt. Ein Indikator wie gut das gelingt, stellt die **Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit** dar. Die Abgangsrate drückt sogleich Chancen für Arbeitslose aus, Arbeitslosigkeit durch Erwerbstätigkeit zu überwinden. Der Beitrag untersucht mit einer Zeitreihen-Analyse die Abgangsraten für den Rechtskreis SGB III und zeigt saisonale Muster sowie den Langzeittrend. Außerdem wird ein SARIMA-Modell zur Prognose von Werten berechnet. Schließlich werden Einflussfaktoren auf den Langzeittrend diskutiert.

Inhaltsverzeichnis

1. Untersuchungsfrage und Datengrundlage.....	2
2. Ergebnisse.....	2
3. Diskussion.....	5
4. Fazit.....	6
5. Anhang: SARIMA-Analyse der Abgangsraten aus Arbeitslosigkeit für den Rechtskreis SGB III..	8
6. Kontakt.....	11

1. Untersuchungsfrage und Datengrundlage

Die Abgangsrate ist definiert als die Zahl der Abgänge Arbeitsloser eines Monats bezogen auf den Bestand des Vormonats in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit). Abgänge von nichtarbeitslosen Arbeitssuchenden, beispielsweise Teilnehmende von Maßnahmen der Jobcenter, sind dabei nicht berücksichtigt.

Wie sieht die Entwicklung der Abgangsraten für den Rechtskreis SGB III aus?

Betrachtet wird die Zeitreihe der Abgangsraten (Quelle der Daten: Statistik der Bundesagentur für Arbeit) für den Zeitraum Februar 2007 bis Juni 2024 für den Rechtskreis SGB III mit 209 Datenpunkten (vgl. [Analyse der gleichen Zeitreihe im SGB II](#)); zur Wachstumsrate der Abgangsrate bei Flüchtlingen aus der Ukraine, den „klassischen“ Asyl-Herkunftsländern und dem SGB II seit 2022 siehe: [Beschleunigt der Job-Turbo die Arbeitsaufnahme von Flüchtlingen im Bürgergeld-Bezug?](#)).

2. Ergebnisse

Die Untersuchung ergibt einige interessante Ergebnisse.

Die Zeitreihe weist jeweils im April und im Oktober eines Jahres eine **saisonale Spitze** auf. Die beiden Monate markieren traditionell die sogenannte "Frühjahrsbelebung" und "Herbstbelebung" am Arbeitsmarkt. Diese sind eine wahrscheinliche Erklärung dafür.

Von Februar 2007 bis 2011 stiegen die Abgangsraten mehr oder weniger an. Eine Ausnahme stellte das Jahr 2009 dar, welches durch die Euro-Krise beeinflusst war. Der Spitzenwert in der Zeitreihe wurde im **April 2010 mit 21,94 Prozent** erreicht. Nach 2011 fallen die jahresdurchschnittlichen Abgangsraten in 2012 und 2013 unter den **langjährigen Mittelwert von 14,36 Prozent um dann von 2014 bis 2019 stabil bei etwa 15,3 Prozent zu liegen**, wenn man von den Saisoneffekten absieht. Mit der Corona-Pandemie erfolgte ein starker Einbruch (Jahresdurchschnitt 11,85 Prozent). Der Tiefstwert wurde während der Pandemie im **Mai 2020 mit 9,04 Prozent** erreicht. In 2021 war die Abgangsrate wieder etwas höher, um dann – vermutlich im Kontext des Ukraine-Krieges und seinen Folgen – wieder zu sinken. Das Niveau in der Zeit vor der Pandemie konnte seitdem nicht mehr erreicht werden.

Lagen 2007 bis 2019 die Abgangsraten bei 14,9 Prozent im Mittel, so waren sie seit 2020 bei 12,9 Prozent. Hier scheint eine Änderung möglich, die von längerer Dauer sein könnte. Der Jahresdurchschnitt betrug 2007 12,87 Prozent und 2024 12,68 Prozent (unter Einbeziehung von sechs Prognosewerten für das zweite Halbjahr 2024, s. u.).

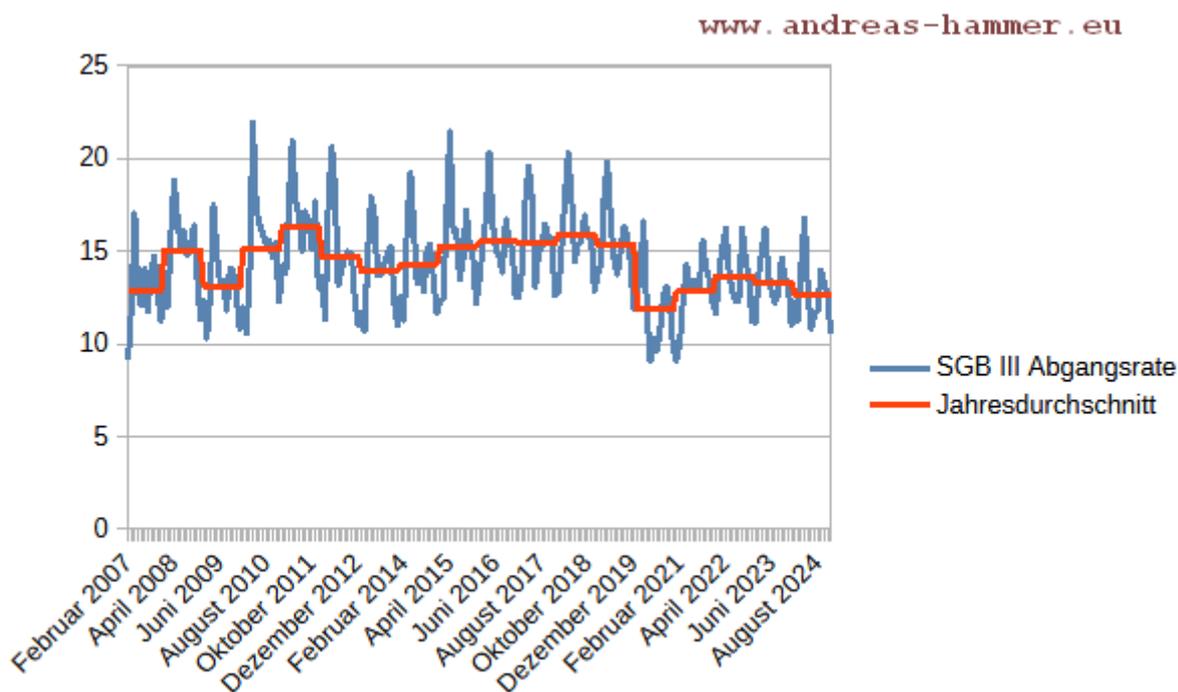


Schaubild 1: Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) SGB III

Unter Berücksichtigung von Saisonalität und Autokorrelation der Abgangsrate konnte ein Saisonales Autoregressives Integriertes Moving-Average-Modell (**SARIMA**) mit guter Prognosegüte gefunden werden (genaue Angaben zum Modell s. Anhang).

Das Modell SARIMA(3,0,0)(2,1,2)₁₂ der Abgangsrate wird durch folgende Gleichung repräsentiert:

$$Y_t = -0,0284100 + 0,466011(t-1) + 0,219520(t-2) + 0,121245(t-3) - 0,788365(T-1) + 0,133756(T-2) + 0,253809(\theta_1) - 0,744669(\theta_2) + \epsilon$$

Dabei bedeuten:

- Y_t ist der Wert der Zeitreihe zum Zeitpunkt t
- $-0,0284100$ ist die Konstante
- $(t-1)$, $(t-2)$ und $(t-3)$ die autoregressiven Terme (ϕ_1 , ϕ_2 , ϕ_3)
- $(T-1)$ und $(T-2)$ die saisonalen autoregressiven Terme (Φ_1 , Φ_2)
- θ_1 und θ_2 die Moving-Average-Terme (Θ_1 , Θ_2)
- ϵ den Fehlerterm

Für das zweite Halbjahr 2024 und das erste Quartal 2025 werden die **Prognosewerte** damit wie folgt geschätzt:

Beobachtung	Prognose	Std.-fehler	95%-Intervall
2024:07	11,6163	1,19395	(9,27619, 13,9564)
2024:08	11,7633	1,31723	(9,18159, 14,3450)
2024:09	13,978	1,41666	(11,2014, 16,7546)
2024:10	13,2989	1,50562	(10,3480, 16,2499)
2024:11	12,6017	1,56298	(9,53831, 15,6651)
2024:12	10,516	1,60632	(7,36771, 13,6644)
2025:01	11,134	1,6392	(7,92128, 14,3468)
2025:02	11,7599	1,66369	(8,49913, 15,0207)
2025:03	14,3783	1,68225	(11,0811, 17,6754)

Tabelle 1: Prognose der Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) SGB III

www.andreas-hammer.eu

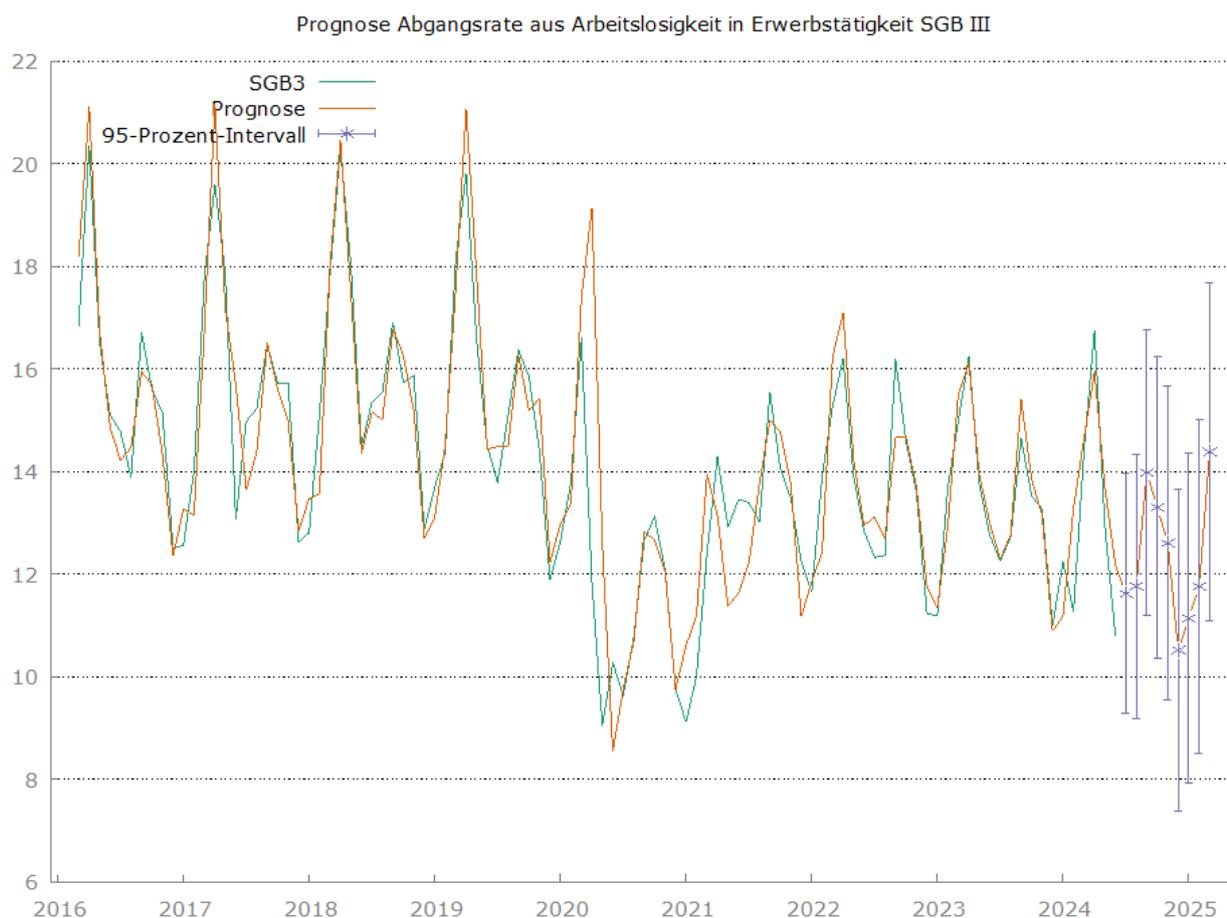


Schaubild 2: Ist-, geschätzte und prognostizierte Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) SGB III

Mit Berücksichtigung der Prognosedaten wird der Jahresdurchschnitt 2024 der drittniedrigste nach den Pandemie-Jahren 2020 und 2021.

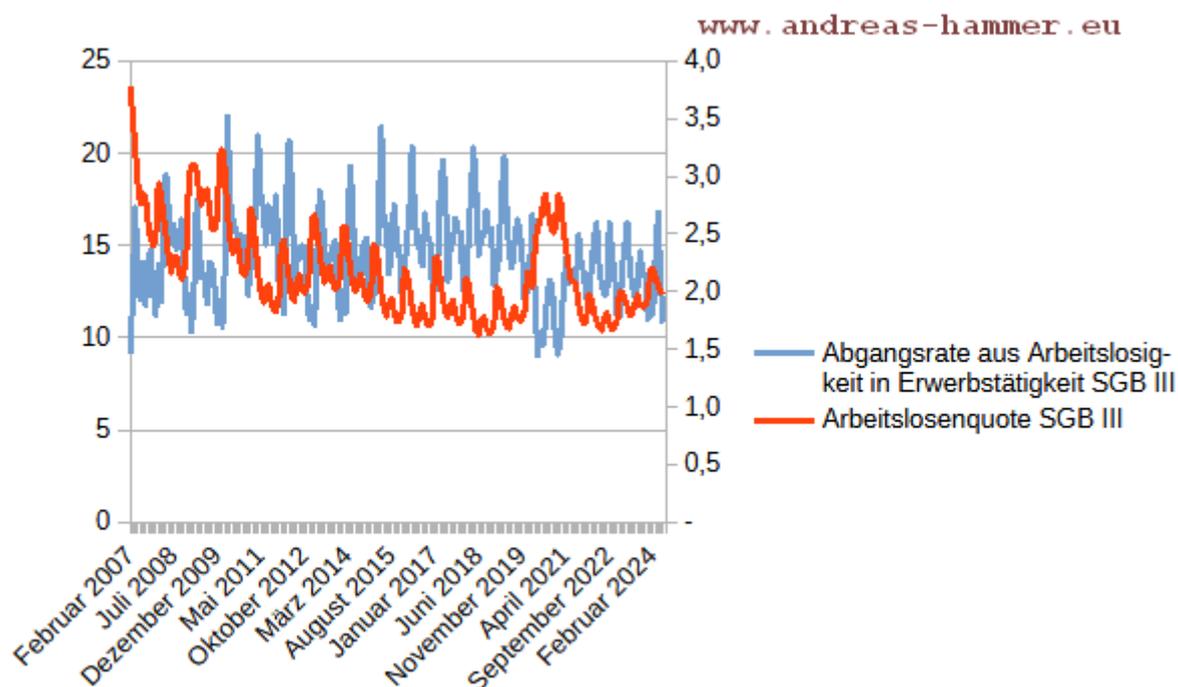
3. Diskussion

Eine Literaturrecherche hat nur wenige Studien ergeben, die zur Diskussion herangezogen werden könnten.

Zu Beginn des Beobachtungszeitraums sinkt während der Euro-Krise die Abgangsrate.

Interessant ist, dass die Abgangsrate zwischen 2015 und 2019 – von saisonalen Schwankungen abgesehen – mehr oder weniger stabil war und keinen Einflüssen ausgesetzt zu sein scheint. Andere konjunkturelle Einflüsse sind nicht zu beobachten. Die starke Zuwanderung in 2015 und Folgejahre zeigt sich gleichfalls nicht. Eine leicht sinkende Arbeitslosenquote SGB III in diesem Zeitraum (2015: 2,0 Prozent im Jahresdurchschnitt, 2019: 1,8 Prozent im Jahresdurchschnitt) führt nicht zu steigenden Abgangsraten (2015: 15,25 Prozent im Jahresdurchschnitt, 2019: 15,37 Prozent im Jahresdurchschnitt), was zu erwarten wäre. Der Einfluss der anteiligen Arbeitslosenquote SGB III auf die Abgangsrate SGB III ist bei einer Preis-Winsten-Regression für den gesamten Beobachtungszeitraum zwar signifikant (p -Wert von 0,0080501), aber die Varianzaufklärung ist gering ($r^2=0,11175$). Zu erinnern ist, dass vor allem während der Pandemie durch großzügige Kurzarbeitergeldregelungen die Arbeitslosigkeit gedämpft wurde. Bei jeder Erhöhung der Arbeitslosenquote SGB III um eine Einheit sinkt die Abgangsrate im Durchschnitt um 0,014199 Einheiten.

Die Frage ist, welche anderen Faktoren erklären, weshalb bei gesunkener Arbeitslosenquote, was auf eine verbesserte Arbeitsmarktsituation hinweist, die Abgangsraten nicht steigen. Vergleicht man die Zeiträume 2007 bis 2014 und 2015 bis 2019, dann wird erkennbar, dass es länger dauert, bis auf eine gesunkene Arbeitslosenquote SGB III die Abgangsrate SGB III steigt. Wenn der Arbeitsmarkt mit sinkender Arbeitslosenquote aufnahmefähiger werden sollte, dann könnte die längere Zeit bis die Abgangsrate steigt möglicherweise auf ein **langwierigeres Matching von Stellenangebot und Arbeitslosen** hinweisen. Ein Beleg dafür könnte die in diesem Zeitraum gestiegene **Vakanzrate** (Anteil sofort zu besetzender Stellen an sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung + sofort zu besetzende Stellen in Prozent) darstellen.



Der deutliche Rückgang der Abgangsrate seit 2020 ist vermutlich durch die Corona-Pandemie und die Folgen des Ukraine-Krieges gut erklärbar.

Es scheint sich hier möglicherweise ein **Strukturbruch** in den Daten zu zeigen. Ein Chow-Test auf Strukturbruch bei Beobachtung 2020:04 (ein extremer Wert in der Zeitreihe) ergibt:

$$F(1, 207) = 29,1927 \text{ mit } p\text{-Wert } 0,0000$$

Der F-Wert ist ein relativ hoher Wert, was auf einen starken Hinweis für einen Strukturbruch deutet. Der p-Wert von 0,0000 bedeutet, dass die Wahrscheinlichkeit, ein solches oder ein noch extremeres Ergebnis zu beobachten, wenn tatsächlich kein Strukturbruch vorliegt, verschwindend gering ist. Es gibt somit eine starke statistische Evidenz für einen Strukturbruch im April 2020 – also zu Beginn der COVID-19-Pandemie, was eine plausible Erklärung für einen Strukturbruch sein könnte. Eine Aussage über dessen Dauerhaftigkeit ist noch mit Unsicherheiten behaftet. Eine Interventionsanalyse mit einem Impuls-Modell (einmaliger Impuls zum Zeitpunkt) zeigt im Vergleich mit einem Niveaushift-Modell (dauerhafte Veränderung ab Zeitpunkt) eine leicht höhere Präzision ($\Delta = 0,675$ bei gleichen Werten für AIC), ist jedoch nicht signifikant ($\text{Magnitude Pulse-Modell} = -2,829$, $\text{Standardfehler Pulse-Modell} = 4,379$).

4. Fazit

Die Abgangsrate ist ein wichtiger Indikator für die Chancen von Arbeitslosen ihre Arbeitslosigkeit zu beenden. In dieser Untersuchung wurden die Abgangsrate seit 2007 für das SGB III mittels einer Zeitreihenanalyse analysiert, wobei besonderes Augenmerk auf den langfristigen Trend und saisonale Spitzen gelegt wurde.

Im Beobachtungszeitraum 2007 bis 2024 zeigt sich durchgängig das saisonale Muster von Frühjahrs- und Herbstbelebungen mit höheren Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit.

Zu Beginn des Beobachtungszeitraums sinkt während der Euro-Krise die Abgangsrate.

Die Abgangsrate zwischen 2015 und 2019 war von saisonalen Schwankungen abgesehen mehr oder weniger stabil. Selbst die starke Zuwanderung in 2015 und Folgejahre zeigt sich nicht. Eine leicht sinkende Arbeitslosenquote SGB III in diesem Zeitraum führt nicht zu steigenden Abgangsraten. Ein Einflussfaktor könnte ein langwierigeres Matching von Stellenangebot und Arbeitslosen bzw. eine gestiegene Vakanzrate zwischen 2015 und 2019 im Vergleich zum Zeitraum 2007 bis 2014 darstellen.

Der deutliche Rückgang der Abgangsrate seit 2020 ist vermutlich durch die Corona-Pandemie und die Folgen des Ukraine-Krieges gut erklärbar. Auch als sie wieder ansteigt, wird das Vorkrisen-Niveau im Mittel nicht erreicht. Es scheint sich hier möglicherweise ein Strukturbuch in den Daten zu zeigen. Ob dies länger so bleibt, kann erst mit einer längeren Zeitreihe betrachtet werden. Seit 2022 steigt die anteilige SGB III-Arbeitslosenquote tendenziell wieder an. Hochgerechnete Daten der Statistik der Bundesagentur für Arbeit zeigen, dass in den Jahren 2023 und 2024 die Vakanzraten gesunken sind. Dies könnte – wenn die vorangegangene Erklärung zutrifft – in einem optimistischen Szenario zu höheren Abgangsraten führen. Sollte die Arbeitslosenquote SGB III weiter bzw. schneller steigen – pessimistisches Szenario -, könnten die Abgangsraten aus Arbeitslosigkeit SGB III in Erwerbstätigkeit wieder sinken. Im letzten Fall wären verstärkt Maßnahmen wie Investitionen gegen eine strukturelle Arbeitslosigkeit zu greifen.

Insgesamt zeigt diese Untersuchung, dass die Erklärung der Entwicklung der Abgangsrate komplex ist und weitere, tiefergehende Analysen erforderlich sind, um die zugrundeliegenden Mechanismen vollständig zu verstehen. Dies ergibt sich auch aus der Forschungslücke hinsichtlich der Abgangsraten.

5. Anhang: SARIMA-Analyse der Abgangsraten aus Arbeitslosigkeit für den Rechtskreis SGB III

Modellspezifikation und Schätzung

Die Analyse wurde mit dem X-12-ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average)-Verfahren zur saisonalen Bereinigung von statistisch erhobenen Zeitreihen gerechnet. Dabei werden zur Schätzung der wichtigsten Komponenten in ökonomischen Zeitreihen, d. h. von Trend-, Konjunktur- und Saisonkomponente, gleitende Durchschnitte eingesetzt. Vor der Schätzung dieser Komponenten können zur Schätzung von Kalendereinflüssen, Ausreißern oder zur Verringerung von Revisionen von Analyseergebnissen ARIMA-Modellierungen der Zeitreihen durchgeführt werden.

Das gewählte SARIMA-Modell für die Abgangsraten hat die Spezifikation $(3,0,0)(2,1,2)_{12}$. Es beinhaltet

- 3 nicht-saisonale AR-Terme
- 2 saisonale AR-Terme
- Saisonale Differenzierung erster Ordnung
- 2 saisonale MA-Terme

Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich von Februar 2007 bis Juni 2024. Die Analyse basiert auf 209 effektiven Beobachtungen.

Die Modellschätzung erfolgte mittels exakter ARMA-Likelihood-Schätzung. Die Konvergenz wurde nach 123 ARMA-Iterationen und 1.011 Funktionsauswertungen erreicht.

Der Log-Likelihood-Wert beträgt $-320,8755$.

Modellparameter

Die ARIMA-Modellparameter wurden wie folgt geschätzt:

Modell 1: ARIMA, benutze die Beobachtungen 2008:02-2024:06 (T = 197)
Abhängige Variable: (1-Ls) SGB3

	<i>Koeffizient</i>	<i>Std. Fehler</i>	<i>z</i>	<i>p-Wert</i>	
const	-0,0284100	0,157929	-0,1799	0,8572	
phi_1	0,466011	0,0697237	6,684	<0,0001	***
phi_2	0,219520	0,0750446	2,925	0,0034	***
phi_3	0,121245	0,0703523	1,723	0,0848	*
Phi_1	-0,788365	0,0965635	-8,164	<0,0001	***
Phi_2	0,133756	0,0999262	1,339	0,1807	
Theta_1	0,253809	0,0754121	3,366	0,0008	***
Theta_2	-0,744669	0,0682604	-10,91	<0,0001	***

Tabelle 2: ARIMA-Modellparameter

Die Terme Phi1_und Theta_2 sind stark negativ, die übrigen alle positiv.

Alle Parameter sind mit Ausnahme der Konstanten und Phi_2 statistisch signifikant (p-Wert < 0,10).

Modellgüte

Das Mittel der abhängigen Variable liegt nahe Null. Die Variabilität ist hoch.

Mittel abhängige Var.	0,001474	Stdabw. abhängige Var.	1,985813
Mittel der Innovationen	-0,038576	Stdabw. Innovationen	1,193952
R-Quadrat	0,795958	Korrigiertes R-Quadrat	0,789515
Log-Likelihood	-320,8755	Akaike-Kriterium	659,7510
Schwarz-Kriterium	689,2999	Hannan-Quinn-Kriterium	671,7126

Tabelle 3: Modell- und Prognosegüte

Informationskriterien

Zur Beurteilung der Modellgüte wurden folgende Informationskriterien berechnet:

- Akaike-Informationskriterium (AIC): 659,7510
- Hannan-Quinn-Kriterium: 671,7126
- Bayesianisches Informationskriterium (BIC): 689,2999

Die Saisonalität beträgt 6 Monate. Das Modell mit diesem Wert ergibt allerdings ein höheres Akaike-Kriterium (770,5448). Ein niedrigerer AIC-Wert wird generell bevorzugt, da er auf ein besseres Gleichgewicht zwischen Modellkomplexität und Anpassungsgüte hinweist. Außerdem werden nur zwei Terme werden signifikant. Diese zusätzliche Komplexität (lag 6) ist nicht durch eine verbesserte Erklärungskraft gerechtfertigt.

Deshalb wurde das Modell abschließend mit einem 12-Monats-Zyklus gerechnet und dargestellt.

Prognosegüte

Das R-Quadrat von 0,795958 zeigt, dass das Modell etwa 79,6 % der Varianz in den Daten erklärt, was auf eine gute Anpassung hinweist. Das korrigierte R-Quadrat (0,789515) bestätigt die gute Anpassung unter Berücksichtigung der Anzahl der Prädiktoren.

Der durchschnittliche absolute prozentuale Fehler (MAPE) der In-Sample-Prognosen beträgt:

- 2023:: 6,8 %
- 2022: 3,3 %
- 2021: 5,16 %
- Durchschnitt 2021 bis 2023: 5,09 %

Der MAPE zeigt ebenfalls eine gute Modellgüte.

Modelldiagnostik

Autokorrelation der Residuen

Zur Überprüfung der Autokorrelation wurde die Durbin-Watson-Statistik herangezogen. Der ermittelte Wert beträgt 1,974362. Dies liegt sehr nahe am Idealwert von 2 und deutet darauf hin, dass keine Autokorrelation erster Ordnung in den Residuen vorliegt. Der Wert befindet sich innerhalb des akzeptablen Bereichs von 1,50 bis 2,50, was die Annahme der Unabhängigkeit der Residuen stützt.

Verteilung der Residuen

Der Mittelwert der Innovationen (Residuen) ist nahe Null (-0,038576), was auf eine gute Modellanpassung hindeutet.

Ein Chi-Quadrat-Test der Residuen ergab einen Wert von 66,5821 mit einem p-Wert von $3,48234e-15$. Dieser hochsignifikante Wert deutet darauf hin, dass die Verteilung der Residuen signifikant von einer Normalverteilung abweicht. Dies scheint bedingt durch den Einfluss der Corona-Pandemie.

Auf das Löschen pandemie-bezogener Extrem-Werte aus der Zeitreihe wurde verzichtet, da es zu Informationsverlust führt und die Zeitreihenstruktur stören kann. Zudem würde es in diesem Fall auch die nachfolgenden Effekte der Ukraine-Krise aus dem Modell entfernen, was die Aussagekraft für aktuelle Prognosen verringern würde.

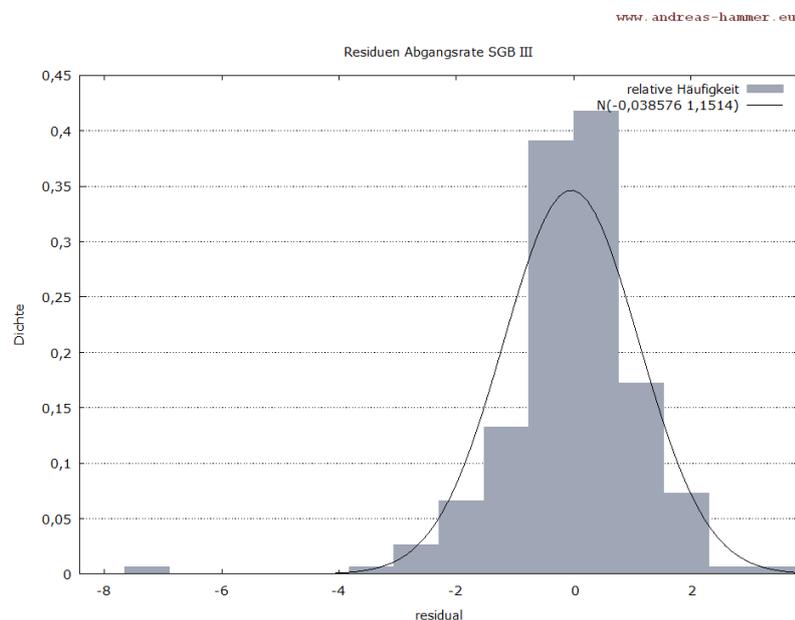


Schaubild 3: Teststatistik für Normalität der Residuen

6. Kontakt

Andreas Hammer
Eppingerstr. 62 - 76684 Östringen

Telefon (0 72 59) 92 57 29
Mobil +49 170 - 2 82 68 14
Signal +49 170 - 2 82 68 14
WhatsApp +49 151 - 59 82 01 95

E-Mail: ahammer@t-online.de
Homepage: <http://www.andreas-hammer.eu/>
Twitter: www.twitter.com/AndreasHammer
Xing: https://www.xing.com/profile/Andreas_Hammer28
Linked.In: www.linkedin.com/in/andreas-hammer
Mastodon: https://mastodon.social/@Hammer_A

Evaluationen - Fortbildungen - Vorträge - Konzeptionen – online-Befragungen - Beratung