

Zeitreihenanalyse von Beschäftigungsübergängen
Trends und Prognosen der Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt
am Beispiel von Abgangsraten

Andreas Hammer
Beratung und Evaluation

Working Paper 2/2025
Datum der Veröffentlichung: 14.02.2025
DOI: <https://doi.org/10.5281/zenodo.14872159>

Verantwortlicher Autor: Andreas Hammer,
ORCID-ID:  <https://orcid.org/0009-0003-6150-0674>, E-Mail: ahammer@t-online.de,
Publikationen und Downloads unter www.andreas-hammer.eu,
Adresse: Eppinger Straße 62, 76684 Östringen.

Andreas Hammer beschäftigt sich seit 1985 mit Arbeitsmarkt-, Bildungs- und Sozialpolitik.

Zusammenfassung

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 dar, Arbeitslosigkeit durch Erwerbstätigkeit zu überwinden. Der Beitrag untersucht mit einer Zeitreihen-Analyse die Abgangsraten für die Rechtskreise SGB II und SGB III und zeigt saisonale Muster sowie den Langzeittrend. Außerdem werden ARIMA-Modelle zur Prognose von Werten berechnet. Schließlich werden Einflussfaktoren auf die Langzeittrends diskutiert. Die Trends unterscheiden sich nach Rechtskreis deutlich.

Schlagerworte: *Abgangsrate, SGB II, SGB III, Zeitreihenanalyse, Arbeitslosigkeit, Erwerbstätigkeit, Staatsangehörigkeit, Vermittlung*

Summary

The reintegration of the unemployed - that is the interest of those involved in the labour market. One indicator of how successful this is is the exit rate from unemployment into employment. The exit rate also represents opportunities for the unemployed to overcome unemployment through gainful employment. The article uses a time series analysis to analyse the exit rates for the German Books II and III of Social Code and shows seasonal patterns as well as the long-term trend. In addition, ARIMA models for forecasting values are calculated. Finally, factors influencing the long-term trends are discussed. The trends differ significantly depending on the legal system.

Résumé

Réintégrer les chômeurs, tel est l'intérêt des acteurs du marché du travail. Le taux de sortie du chômage vers l'emploi constitue un indicateur de réussite. Le taux de sortie exprime également les chances pour les chômeurs de surmonter le chômage par le biais d'une activité professionnelle. L'article examine, à l'aide d'une analyse de séries chronologiques, les taux de sortie pour les cadre du livre II et III du code social et montre les modèles saisonniers ainsi que la tendance à long terme. En outre, des modèles ARIMA sont calculés pour prévoir les valeurs. Enfin, les facteurs d'influence sur les tendances à long terme sont discutés. Les tendances diffèrent nettement selon le cercle juridique.

Zeitreihenanalyse von Beschäftigungsübergängen

Trends und Prognosen der Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt am Beispiel von Abgangsraten

Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung.....	3
2 Theoretischer Hintergrund.....	4
3 Methodik.....	5
4 Ergebnisse.....	5
4.1 Abgangsrate im SGB II (Grundsicherung für Arbeitsuchende).....	5
4.2 Abgangsrate im SGB III (Arbeitsförderung).....	8
5 Diskussion.....	10
5.1 Rechtskreis SGB II.....	10
5.2 Rechtskreis SGB III.....	14
5.3 Abgangsraten im SGB II und SGB III im Vergleich.....	16
6 Fazit und Ausblick.....	17
7 Literaturverzeichnis.....	20
8 Anhang.....	21
8.1 ARIMA-Analyse der Abgangsraten für den Rechtskreis SGB II.....	21
8.2 SARIMA-Analyse der Abgangsraten für den Rechtskreis SGB III.....	23

1 Einleitung

Wiedereingliederung von Arbeitslosen – das ist das Interesse der Beteiligten am Arbeitsmarkt. Nach der Corona-Pandemie, und verstärkt seit dem Krieg gegen die Ukraine, wird in Politik und Medien diskutiert, warum der Übergang in Beschäftigung aus Arbeitslosigkeit weniger gut gelingt, vor allem bei den Flüchtlingen aus der Ukraine. Ein Indikator für Beschäftigungsübergänge und die Arbeitsmarktintegration stellt die **Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit** dar. Dazu gibt es wenig Studien. **Wie sehen die Entwicklungen der Abgangsraten für die Rechtskreise SGB II und SGB III aus?** Der Beitrag untersucht dies mit Zeitreihen-Analysen der Abgangsraten für die Rechtskreise SGB II und SGB III und zeigt saisonale Muster sowie den Langzeittrend. Die Trends unterscheiden sich nach Rechtskreis deutlich.

2 Theoretischer Hintergrund

Die Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit ist ein Indikator für die Arbeitsmarktintegration. Sie drückt sogleich Chancen für Arbeitslose aus, Arbeitslosigkeit durch Erwerbstätigkeit zu überwinden.

Die Bundesagentur für Arbeit weist in ihrem Monatsbericht Juni 2024 für den Rechtskreis SGB II Werte auf historisch niedrigem Niveau im langjährigen Vergleich aus (Bundesagentur 2024b: 15), ohne jedoch eine Erklärung dafür zu geben. Aber auch für den Rechtskreis SGB III sind die Werte in den letzten Jahren sehr viel niedriger.

Eine Literaturrecherche hat nur wenige Studien ergeben. Auf der Informationsplattform des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung finden sich zum Stichwort „Abgangsrate“ zwei Referenzen, von denen sich eine auf Deutschland bezieht. Dabei handelt es sich um eine Studie, deren Beobachtungszeitraum zwischen 2010 und 2016 liegt und die Daten für SGB II und SGB III zusammen betrachtet, und zwar für **Langzeitarbeitslose** in Hessen (Kerl, Oliver u. a. 2018). Die Analyse zeigt, dass Langzeitarbeitslose mit längerer Arbeitslosigkeitsdauer und mehr **Vermittlungshemmnissen** in Hessen geringere Abgangsraten in Beschäftigung am ersten Arbeitsmarkt und in Selbständigkeit aufweisen. Dabei hat die Dauer der Arbeitslosigkeit den größten Einfluss auf die Chancen einer Beschäftigungsaufnahme am ersten Arbeitsmarkt. Darüber hinaus hat das Fehlen eines Schul- oder Berufsabschlusses einen starken Einfluss auf die Abgangsrate von Langzeitarbeitslosen.

Eine weitere Studie befasste sich mit der Sanktionierung von unter 25-jährigen arbeitssuchenden Männern in Westdeutschland im Beobachtungszeitraum Januar 2007 bis Dezember 2009 (van den Berg, Gerard J. u. a. 2014). Sie untersuchte die Auswirkungen einer ersten **Sanktion** sowohl wegen Meldeversäumnissen als auch wegen Pflichtverletzungen auf die Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in ungeforderte versicherungspflichtige Beschäftigung (ohne betriebliche Ausbildung). Meldeversäumnisse, die zu einer Minderung der Leistung um zehn Prozent des maßgebenden Regelbedarfs für drei Monate führten, erhöhten die Abgangsraten in Beschäftigung um rund 37 Prozent. Bei Sanktionen wegen anderer Pflichtverletzungen, bei denen die Leistungen auch die Kosten der Unterkunft und Heizung beschränkten, waren die Übergangsraten noch höher. Allerdings weisen die Autoren darauf hin, dass dieser höhere Effekt nicht allein auf die höhere Leistungskürzung zurückzuführen sein muss, sondern auch durch eine veränderte Betreuung bzw. Überwachung der sanktionierten Leistungsberechtigten durch die Fachkräfte in den Jobcentern mit verursacht sein könnte.

In der vorliegenden Untersuchung gehe es anders als in den vorgestellten Literatur nicht darum, ob eine bestimmte Intervention die Abgangsrate verändert, sondern wie sich die Abgangsraten zeitlich entwickeln und wie sich die Entwicklungen erklären lassen.

3 Methodik

Die Abgangsrate ist in der amtlichen Statistik 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.

Betrachtet werden die Zeitreihen der Abgangsrate in Deutschland (Quelle aller Daten: Statistik der Bundesagentur für Arbeit) für den Zeitraum Februar 2007 bis Juni 2024 mit 209 Datenpunkten getrennt nach Rechtskreis (zur Wachstumsrate der Abgangsrate bei Flüchtlingen aus der Ukraine, den „klassischen“ Asyl-Herkunftsländern und dem SGB II seit 2022: Hammer 2024). Methodisch kommen Zeitreihenanalysen zum Zuge. Für das zweite Halbjahr 2024 werden anhand von ARIMA-Modellen die Monatswerte prognostiziert.

4 Ergebnisse

Die Untersuchung ergibt einige interessante Ergebnisse im steuerfinanzierten SGB II und dem versicherungsbeitragsfinanzierten SGB III.

4.1 Abgangsrate im SGB II (Grundsicherung für Arbeitssuchende)

Von Februar 2007 bis 2010 stiegen die Abgangsrate in der Grundsicherung für Arbeitssuchende (SGB II) mehr oder weniger an. Der Spitzenwert in der Zeitreihe wurde im **Juni 2010 mit 6,68 Prozent** erreicht. Danach **fallen die Abgangsrate kontinuierlich über 10 Jahre lang**, wenn man von Saisoneffekten absieht. Der Tiefstwert wurde im **Mai 2020 mit 1,85 Prozent** erreicht. Lagen 2007 bis 2010 die Abgangsrate teilweise noch oberhalb von 6 Prozent, so waren sie seit 2023 unter 3 Prozent, also nur noch halb so hoch.

Der Jahresdurchschnitt betrug 2007 5,21 Prozent und 2024 2,61 Prozent (unter Einbeziehung von sechs Prognosewerten für das zweite Halbjahr 2024, s. u.). Damit wird der Jahresdurchschnitt 2024 (2,61 Prozent) erstmals seit Jahren wieder steigen und etwas höher als im Vorjahr (2023: 2,52 Prozent) liegen.

Die Zeitreihe weist für die Grundsicherung für Arbeitssuchende jeweils im Oktober eines Jahres eine **saisonale Spitze** auf. Der Oktober markiert traditionell den Beginn der sogenannten "Herbstbelebungs" am Arbeitsmarkt. Diese ist eine wahrscheinliche Erklärung für die saisonale Spitze. Andere saisonale Muster wie eine „Frühjahrsbelebungs“ sind nicht erkennbar. Niedrigere Werte innerhalb eines Jahres zeigen sich um den Jahreswechsel.

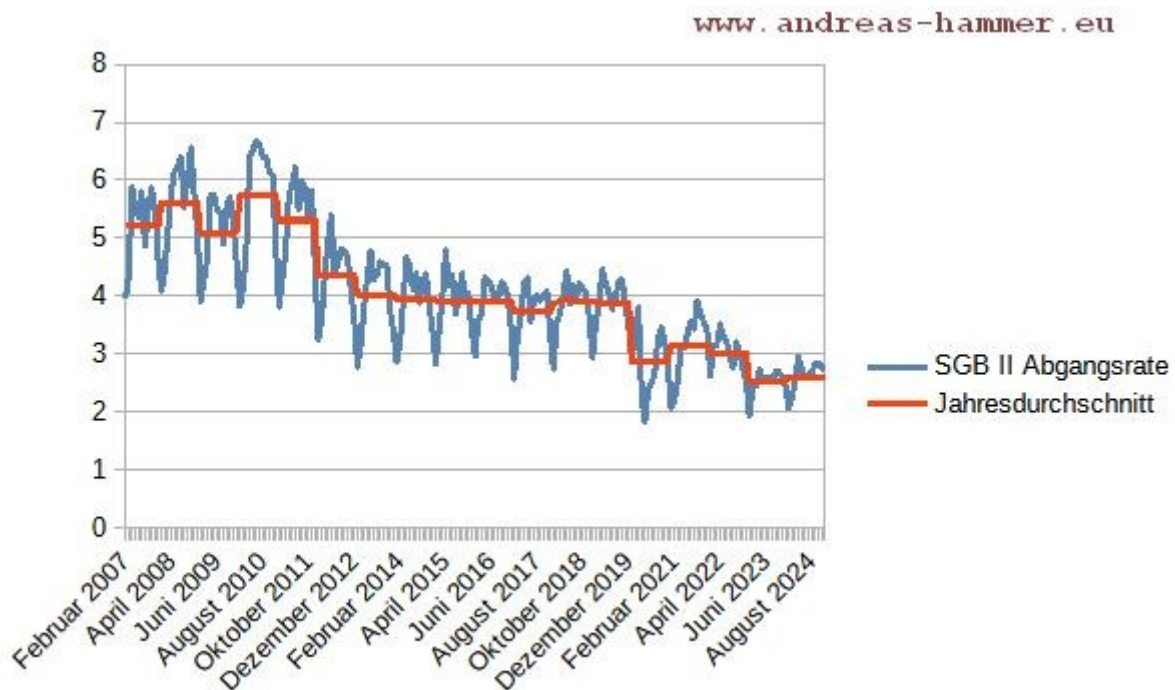


Schaubild 1: Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) SGB II

Unter Berücksichtigung von Saisonalität und Autokorrelation der Abgangsrate konnte ein **ARIMA-Modell** mit guter Prognosegüte gefunden werden (genaue Angaben zum Modell s. Anhang) .

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

$$Y_t = 3.9670 + 0.8681Y_{t-1} + 0.7279Y_{t-12} + 0.1605\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

Wobei:

- Y_t ist der Wert der Zeitreihe zum Zeitpunkt t
- 3.9670 ist die Konstante
- Y_{t-1} ist der Wert der Zeitreihe zum Zeitpunkt $t-1$ (Lag 1)
- Y_{t-12} ist der Wert der Zeitreihe zum Zeitpunkt $t-12$ (saisonaler Lag 12)
- ϵ_t ist der Fehlerterm zum Zeitpunkt t
- ϵ_{t-1} ist der Fehlerterm zum Zeitpunkt $t-1$.

Für das zweite Halbjahr 2024 werden die **Prognosewerte** damit wie folgt geschätzt:

Beobachtung	Prognose	Std.-fehler	95%-Intervall
2024:07	2,66277	0,356733	(1,96358, 3,36195)
2024:08	2,65753	0,43701	(1,80101, 3,51406)
2024:09	2,82548	0,488877	(1,86730, 3,78367)
2024:10	2,8457	0,52459	(1,81752, 3,87388)
2024:11	2,79747	0,549975	(1,71954, 3,87541)
2024:12	2,72712	0,568358	(1,61316, 3,84108)

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

Der Prognose zeigt eine steigende Abgangsrate bis zum Oktober 2024 an, um dann wieder etwas zu sinken, bleibt aber höher als in 2023. Dies entspricht dem übrigen Muster nach

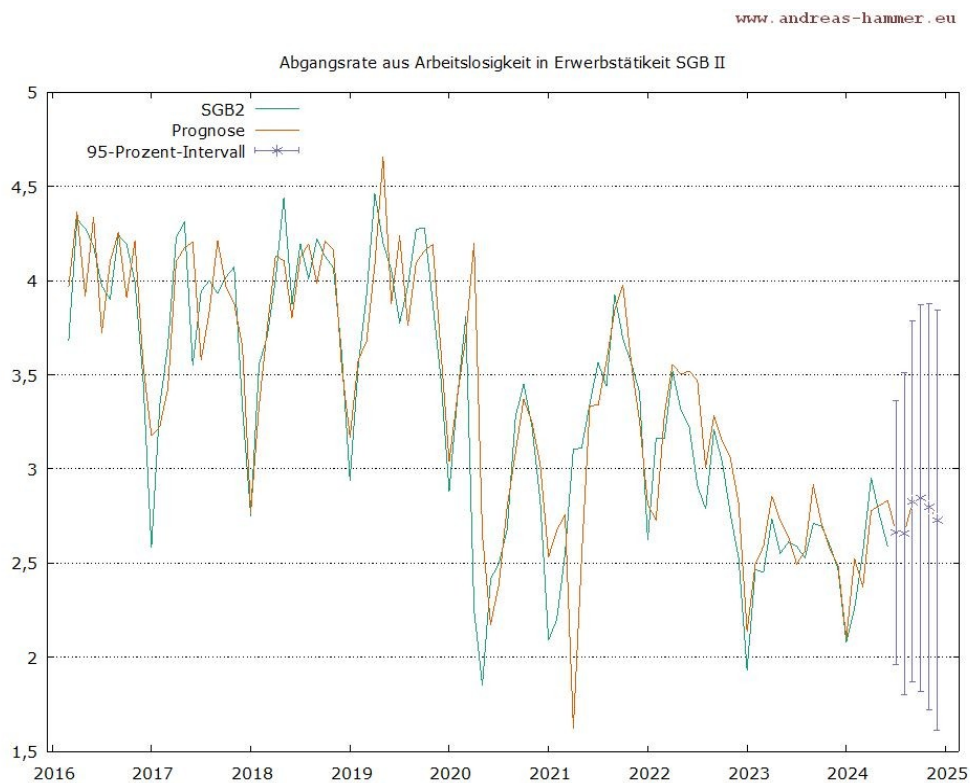


Schaubild 2: Ist-, geschätzte und prognostizierte Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) SGB II

4.2 Abgangsrate im SGB III (Arbeitsförderung)

Von Februar 2007 bis 2011 stiegen die Abgangsraten für die Arbeitsförderung (SGB III) 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. Der Jahresdurchschnitt betrug 2007 12,87 Prozent und 2024 12,68 Prozent (unter Einbeziehung von sechs Prognosewerten für das zweite Halbjahr 2024, s. u.).

In 2021 war die Abgangsrate wieder etwas höher, um dann – vermutlich im Kontext des Ukraine-Krieges und seinen Folgen – wieder zu sinken. Das Niveau aus 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.

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.

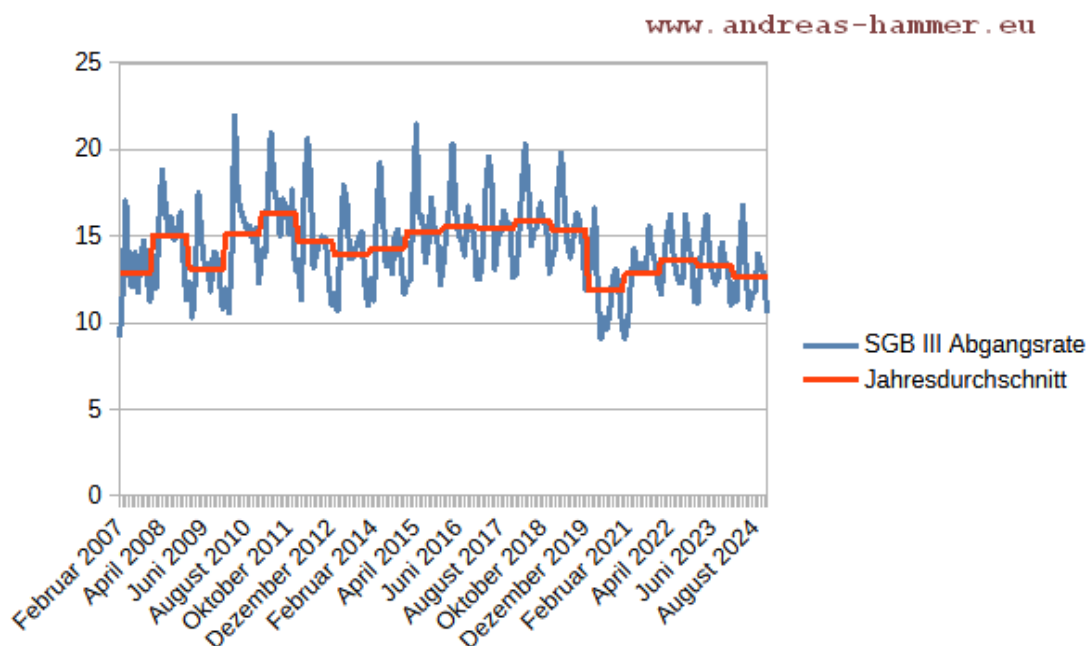


Schaubild 3: Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) SGB III

Unter Berücksichtigung von Saisonalität und Autokorrelation der Abgangsraten 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 Abgangsraten wird durch folgende Gleichung repräsentiert:

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

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:

<i>Beobachtung</i>	<i>Prognose</i>	<i>Std.-fehler</i>	<i>95%-Intervall</i>
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 2: Prognose der Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) SGB III

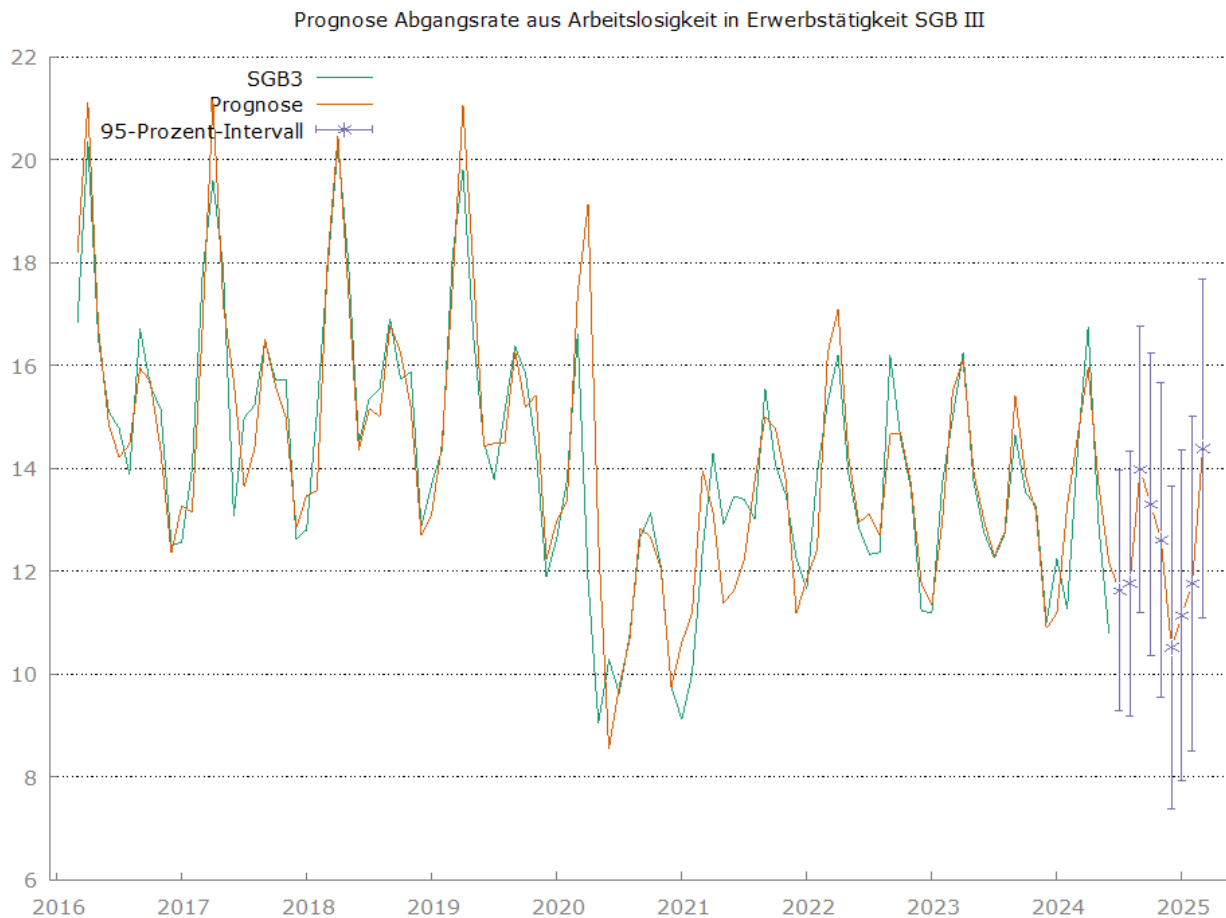


Schaubild 4: Ist-, geschätzte und prognostizierte Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) SGB III

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

5 Diskussion

Bei den gesuchten Erklärungen für den Langzeittrend geht es weniger um den Vergleich von Arbeitslosen, deren Leistung gemindert wird (Sanktion) oder die an einer Maßnahme teilnehmen, mit jenen, bei denen zeitgleich solche Interventionen nicht vorliegen, als um Erklärungen von Änderungen z. B. der Konjunktur, die Änderungen in der Entwicklung der Abgangsrate bewirken.

Da die Trends in beiden Rechtskreisen unterschiedlich sind, wird die Diskussion der Ergebnisse gleichfalls getrennt.

5.1 Rechtskreis SGB II

Der Rückgang der Abgangsrate im SGB II ist deutlich und erklärungsbedürftig.

Die in der Literatur genannten Faktoren scheinen kaum geeignet, den langfristigen Trend sinkender Abgangsraten im SGB II zwischen 2007 und 2024 zu erklären. Der Anteil von **Langzeitarbeitslosen** an Arbeitslosen könnte erschwerte Vermittlungen bzw. vermehrte Vermittlungshemmnisse ausdrücken, und einen Einfluss auf die Abgangsrate haben. Eine bivariate Prais-Winsten-Regressionsanalyse der Jahresdurchschnittswerte von Abgangsrate (abhängige Variable) und Anteil der Langzeitarbeitslosen an allen Arbeitslosen im SGB II (unabhängige Variable) zeigt eine schwache negative Korrelation, und ergibt keinen signifikanten Zusammenhang ($r=-0,26805$, $r^2=0,071849$, $t=-1,041$, p (*uncorr.*)= $0,3155$).

Vermittlungshemmnisse spielen eine wichtige Rolle bei der Aufnahme einer Erwerbstätigkeit. Würde man zunehmende **Vermittlungshemmnisse** im Zeitverlauf als starken Einfluss unterstellen, dann müsste ein Rückgang der Vermittlungshemmnisse angenommen werden, sowohl um die deutlich höheren Abgangsraten im Oktober eines Jahres (saisonal) als auch um die gestiegenen Jahresdurchschnittswerte in 2008, 2010 oder 2021 gegenüber dem Vorjahr erklären zu können. Quantitative und qualitative Rückgänge der Vermittlungshemmnisse werden in der Fachliteratur nicht berichtet. Rund 88 Prozent der Arbeitslosen im Bestand des SGB II wiesen mindestens ein Vermittlungshemmnis auf (Bundesagentur 2024a: 8). Durch diese große Betroffenheit kann das Merkmal Vermittlungshemmnis kaum Unterschiede in der Entwicklung der Abgangsrate aufklären. Vermittlungshemmnisse scheinen zur Erklärung des Langzeittrends nur bedingt tragfähig.

Auch bei unverändertem Sanktionsregime (also vor dem Urteil des Bundesverfassungsgericht im November 2019, welches bestimmte Sanktionen als verfassungswidrig beurteilte) sind die Abgangsraten gesunken, was **Sanktionen** als Erklärungen wenig wahrscheinlich macht.

Änderungen im SGB II (Entschärfung oder Verschärfung der Sanktionen, Bürgergeldgesetz, neue oder geänderte Förderinstrumente wie § 16i SGB II, verbesserte Arbeitsanreize), Konjunkturschwankungen, Erhöhung des Mindestlohns oder der Minijobgrenzen, Zuwanderung 2015ff oder andere Faktoren spiegeln sich nicht in der Entwicklung der Abgangsraten wider. Lediglich die Corona-Pandemie hat einen erkennbaren moderaten Einfluss, insbesondere im April 2021. Die Zuwanderung aus der Ukraine 2022 hatte wahrscheinlich keinen großen Einfluss auf den Trend der Abgangsrate, da die arbeitslosen Flüchtlinge aus diesem Land erst im Juni 2022 im SGB II Leistungen beziehen konnten.

Die Einflüsse auf die Abgangsrate liegen vermutlich in der Entwicklung der Grundsicherung für Arbeitsuchende selbst.

Ein möglicher Erklärungsfaktor für die gesunkene Abgangsrate könnte in der **Entwicklung der Arbeitslosigkeit im SGB II** bestehen. Die anteilige Arbeitslosenquote bezogen auf alle zivilen Erwerbspersonen SGB II ist im Untersuchungszeitraum zwischen 2007 und 2019 kontinuierlich von 6,0 Prozent auf 3,2 Prozent deutlich gesunken, und dann 2020 (das erste Corona-Pandemie-Jahr) bis 2023 auf 3,8 Prozent gestiegen. Eine bivariate Prais-Winsten-Regression der Jahresdurchschnittswerte von Abgangsrate (erklärende Variable) und der SGB II-Arbeitslosenquote (abhängige Variable) zeigt eine unerwartete positive Beziehung. Der positive Steigungskoeffizient (0,049835) deutet darauf hin, dass **ein Anstieg der Abgangsrate mit einem leichten Anstieg der Arbeitslosenquote assoziiert** ist. Dies ist kontraintuitiv, da man erwarten würde, dass eine höhere Abgangsrate zu einer niedrigeren Arbeitslosenquote führen würde. Das Ergebnis ist aber nicht signifikant ($p=0,76125$; $r^2 = 0,70098$, $t= 0,30984$). Allerdings ist das Modell hochsignifikant (p (*uncorr.*) = $2,7617E-05$) und der Korrelationskoeffizient ($r = 0,83725$) deutet auf einen starken Zusammenhang hin. Die sinkende Arbeitslosenquote könnte zu abgeschwächten Bemühungen geführt haben, Arbeitslose in Beschäftigung zu bringen (siehe zum Vermittlungsprozess der Jobcenter beispielhaft: Bundesrechnungshof 2024: 22). Steigt die Arbeitslosenquote im SGB II, dann würden die Bemühungen Arbeitslose wieder in Arbeit zu bringen verstärkt werden, was die Abgangsrate erhöhen würde. Da innerhalb der Zeitreihe nur vier Werte der SGB II-Arbeitslosenquote einen Anstieg zeigen, ist dies womöglich zu wenig um den Zusammenhang signifikant werden zu lassen, zumal der Anstieg „nur“ 0,6 Prozentpunkte ausmacht. Der prognostizierte Anstieg der Abgangsrate für 2024 würde zu dieser Erklärung passen.

Eine weitere Erklärung berücksichtigt den **Anteil der arbeitslosen nichtdeutschen Staatsangehörigen an allen Arbeitslosen** im SGB II. Dafür wurden die Jahresdurchschnittswerte von 2018 bis 2024 berechnet (ältere Daten konnten nicht ausgewertet werden). Mit einer Prais-Winsten-Regression wurde die Beziehung zwischen dem Anteil der arbeitslosen AusländerInnen an den Arbeitslosen im SGB II und der Abgangsrate für diesen Zeitraum analysiert. Es besteht eine starke **negative Korrelation zwischen dem Anteil der arbeitslosen AusländerInnen und der Abgangsrate** ($r = -0,88192$). Dies bedeutet, dass mit steigendem Ausländeranteil die Abgangsrate tendenziell sinkt. Der Zusammenhang ist statistisch signifikant ($p = 0,008627$ für die Korrelation, $p = 0,011477$ für die Steigung). Dies deutet darauf hin, dass die beobachtete Beziehung wahrscheinlich nicht zufällig ist. Die Steigung beträgt $-0,094084$, was bedeutet, dass für jeden Prozentpunkt Zunahme des Aus-

länderanteils die Abgangsrate um etwa 0,094 Prozentpunkte abnimmt. Das Bestimmtheitsmaß (r^2) von 0,77778 zeigt, dass etwa 77,8% der Varianz in der Abgangsrate durch den Ausländeranteil erklärt werden kann. Der Durbin-Watson-Wert von 2,09 liegt nahe bei 2, was auf eine geringe Autokorrelation in den Residuen hindeutet. Der F-Test ($F = 17,297$, $p = 0,0088328$) zeigt, dass das Regressionsmodell insgesamt signifikant ist. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass ein höherer Ausländeranteil mit einer niedrigeren Abgangsrate verbunden ist, wobei dieser Zusammenhang über den betrachteten Zeitraum relativ stabil und statistisch signifikant ist.

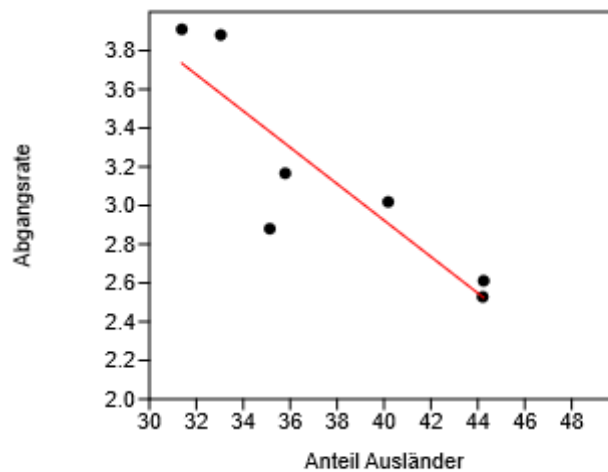


Schaubild 5: Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit und Anteil der arbeitslosen Nichtdeutschen an allen Arbeitslosen SGB II (JDW 2018 bis 2024)

Nimmt man statt des Anteils der arbeitslosen Nichtdeutschen den Anteil der erwerbsfähigen leistungsberechtigten (ELB) Nichtdeutschen, dann lässt sich die Zeitreihe ab 2007 analysieren. Das Ergebnis ist vergleichbar (Hammer 2025): eine **negative Korrelation zwischen dem Anteil der ausländischen erwerbsfähigen Leistungsberechtigten und der Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit**. Die Entwicklung setzt bereits vor der Zuwanderung 2015 ein, das heißt, sie ist nicht allein mit Flüchtlingen zu erklären. Da ausländische Arbeitslose größere Arbeitsmarkthürden haben (geringere Sprachkenntnisse, fehlende Berufsankennung u. a.), könnte eine entsprechende Veränderung, hier eine kontinuierliche Zunahme ihres Anteils im SGB II, sich negativ auf die Abgangsrate wirken.

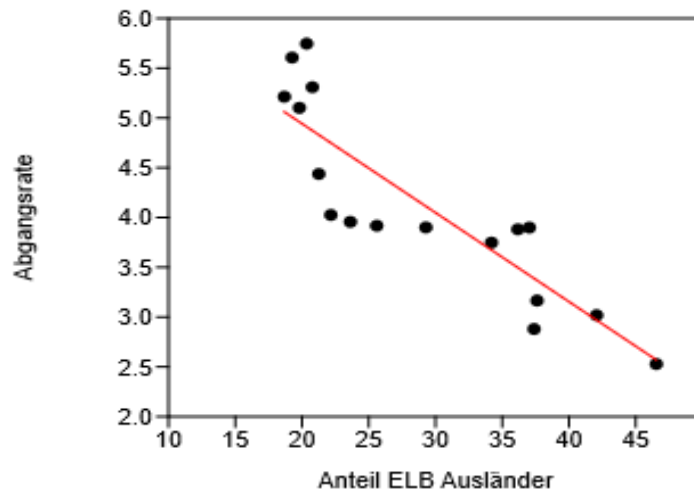


Schaubild 6: Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit und Anteil der nichtdeutschen ELB an allen ELB SGB II (JDW 2007 bis 2024)

5.2 Rechtskreis SGB III

Zu Beginn des Beobachtungszeitraums im SGB III 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 Prais-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 in diesem Rechtskreis steigt. Wenn der Arbeitsmarkt mit sinkender Arbeitslosenquote aufnahmefähiger werden sollte, dann könn-

te 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.

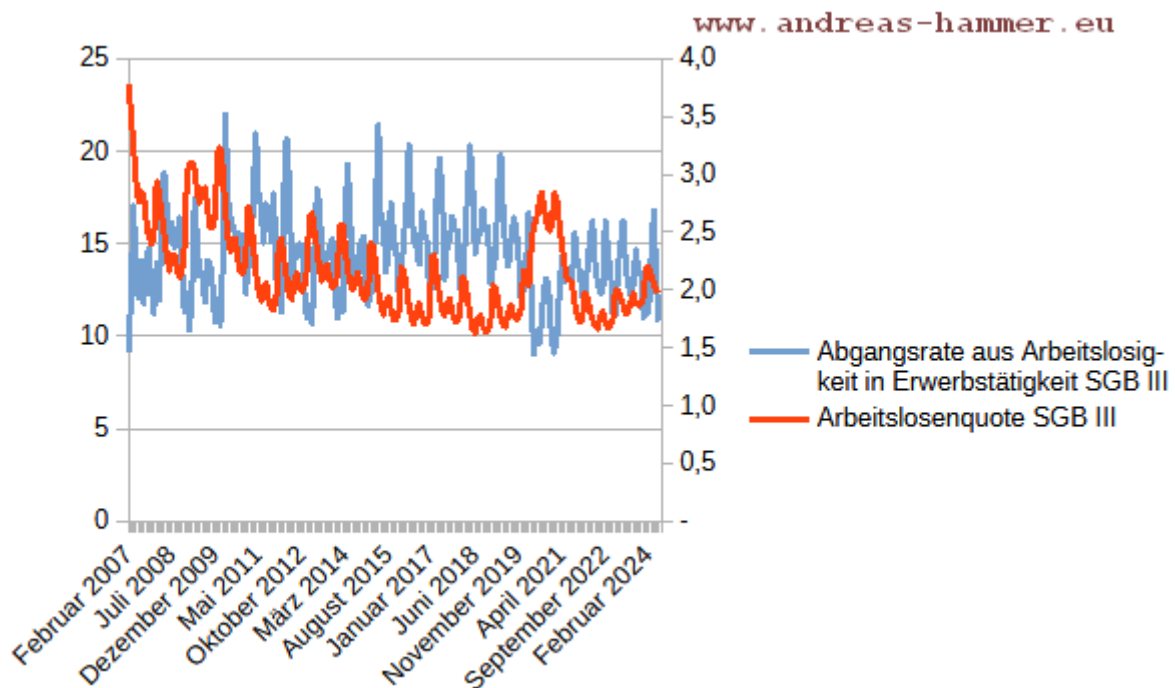


Schaubild 7: Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) und Arbeitslosenquote SGB III

Der deutliche Rückgang der Abgangsrate seit 2020 ist vermutlich durch die Corona-Pandemie und die (wirtschaftlichen) 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 $F(1, 207) = 29,1927$ mit p -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 2020:04) zeigt im Vergleich mit einem Niveaushift-Modell (dauerhafte Veränderung ab Zeit-

punkt) eine leicht höhere Präzision ($\Delta=0,675$ bei gleichen Werten für AIC), ist jedoch nicht signifikant ($Magnitude$ Pulse-Modell= $-2,829$, $Standardfehler$ Pulse-Modell = $4,379$).

5.3 Abgangsraten im SGB II und SGB III im Vergleich

Zunächst ist im Vergleich der beiden Abgangsraten der Niveauunterschied deutlich: die Abgangsrate ist im SGB III etwa 3,5 mal so hoch als im SGB II (14,36 Prozent zu 4,08 Prozent). Dies ist sicherlich durch eine längere Dauer der Arbeitslosigkeit, mehr Vermittlungshemmnissen und ähnlichen Faktoren bei den Arbeitslosen im SGB II zu erklären.

Die Abgangsrate im SGB II ist seit 2010 fallend, während sie im SGB III bis zur Corona-Pandemie mehr oder weniger stabil auf ihrem Niveau ist. Im SGB III scheint es zudem zwischen 2015 bis 2019, dass es länger dauert, bis auf eine gesunkene Arbeitslosenquote SGB III die Abgangsrate SGB III steigt. Im SGB III scheint sich überdies ein Strukturbruch anzudeuten, der in der Zeit der Corona-Pandemie liegt bzw. mit ihr zusammenhängt. Weshalb die Abgangsraten nicht mehr auf die Vor-Pandemie-Werte zurückgekehrt sind, ist offen.

Auffällig ist, dass sich trotz gleicher Konjunktorentwicklung und Krisen (Euro-Krise, Pandemie, Krieg gegen die Ukraine, Zuwanderung usw.) die Abgangsraten in den beiden Rechtskreisen zumindest seit 2011 verschieden entwickeln. So scheint der Rechtskreis SGB III konjunkturreagibler zu sein (Eurokrise, Pandemie, Ukraine-Krieg, Saisonalitäten) zu sein als der Rechtskreis SGB II.

Neben Unterschieden in den langfristigen Trends zeigen sich Unterschiede in den Saisonalitäten. So ist im SGB II abweichend vom SGB III keine Frühjahrsbelebung erkennbar. Es stellt sich somit die Frage, weshalb die Arbeitslosen im SGB II nicht von der Frühjahrsbelebung profitieren können wie die Arbeitslosen im SGB III, zumal die Herbstbelebung auch im SGB II zu wirken scheint.

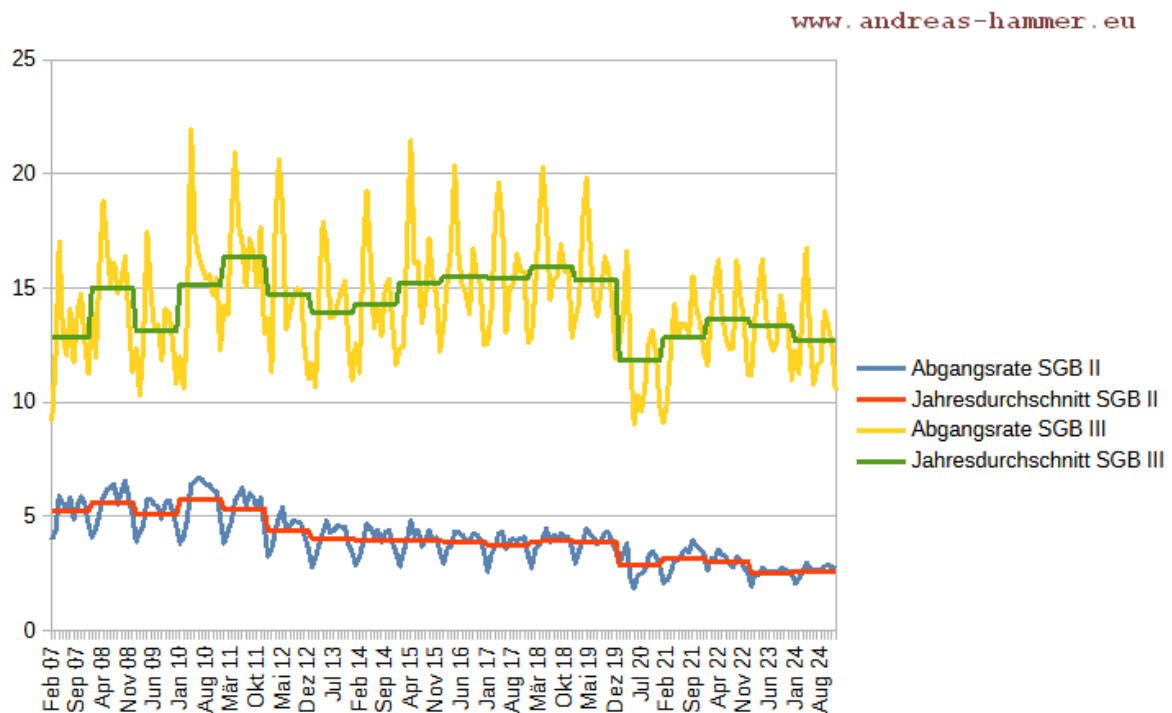


Schaubild 8: Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit (ohne Ausbildung und selbständige Arbeit) SGB II und III (Jan 2007 bis Dez 2024)

Für das SGB II scheint ein plausibler Faktor zu Erklärung des sinkenden Trends der Abgangsrate im zunehmenden Anteil von nichtdeutschen Arbeitslosen bzw. erwerbsfähigen leistungsberechtigten zu liegen. Im SGB III wird die Corona-Pandemie den größten Einfluss im Zeitverlauf haben.

Die Studie ist auf ein einfaches Modell fokussiert. Differenzierungen erscheinen notwendig. So könnte angenommen werden, dass der Anteil der nichtdeutschen Arbeitslosen im SGB II regional streut (zumindest sich zwischen Ost- und Westdeutschland unterscheidet) und es wäre dann zu prüfen, ob die regionale Abgangsrate in gleicherweise streut.

6 Fazit und Ausblick

Die Abgangsrate sind ein wichtiger Indikator für die Chancen von Arbeitslosen ihre Arbeitslosigkeit zu beenden. In dieser Untersuchung wurden die Abgangsrate seit 2007 für das SGB II und das SGB III mittels Zeitreihenanalysen untersucht, wobei besonderes Augenmerk auf die langfristigen Trends und saisonale Spitzen gelegt wurde.

Seit 2010 zeigt sich ein langfristiger Abwärtstrend der Abgangsrate im SGB II. In den Jahren 2007 bis 2010 lagen Abgangsrate bei über 6 Prozent. Seit 2023 hat sich diese Rate jedoch halbiert und

liegt nun unter 3 Prozent. Dies deutet auf eine Verschlechterung der Arbeitsmarktchancen der Arbeitslosen im SGB II hin. Eine interessante Beobachtung ist die saisonale Spitze der Abgangsraten im Oktober, die auf eine Herbstbelebung zurückgeführt werden könnte, und die fehlende Frühjahrsbelebung. Ein weiterer wichtiger Faktor, der sich auf die Abgangsraten auswirkt, ist die Coronapandemie. Diese Pandemie hatte durch Erkrankungen und staatliche Maßnahmen wie Kontaktbeschränkungen einen moderaten Einfluss auf die Abgangsraten. Andere externe Einflüsse wurden nicht offensichtlich.

Die seit Jahren sinkende Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit im SGB II erscheint aus Sicht der Arbeitslosen problematisch. Denn die Chancen der Arbeitslosen, die Arbeitslosigkeit durch Erwerbstätigkeit zu überwinden, haben sich nach diesem Indikator über einen längeren Zeitraum deutlich verschlechtert. Als problematisch könnte die Wirtschaftlichkeit des Mitteleinsatzes wahrgenommen werden, wenn der Rückgang der Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit nicht mit einem vergleichbaren Rückgang der Ausgaben des Bundes einherginge.

Die bisher ergriffenen typischen Maßnahmen zur Verbesserung der Arbeitsmarktchancen von Arbeitslosen im SGB II, wie z. B. die Schaffung von stärkeren Anreizen zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit, eine intensivere Betreuung u. ä., waren offensichtlich nicht wirksam genug, um den Trend umzukehren.

Im Beobachtungszeitraum 2007 bis 2024 zeigt sich für den Rechtskreis SGB III durchgängig das saisonale Muster von Frühjahrs- und Herbstbelebung mit höheren Abgangsraten 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 im SGB III seit 2020 ist vermutlich durch die Coronapandemie 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 komplexer ist und weitere, tiefergehende Analysen erforderlich sind, um die zugrundeliegenden Mechanismen vollständig zu verstehen. Dies ergibt sich auch aus der Forschungslücke hinsichtlich der Abgangsraten. Vor dem Einsatz weiterer Instrumente und der Veränderung von Rahmenbedingungen sollte daher zunächst die negativen Einflussfaktoren auf den Abwärtstrend identifiziert werden.

7 Literaturverzeichnis

- Bundesagentur für Arbeit. (2024a). Arbeits- und Fachkräftemangel trotz Arbeitslosigkeit, März 2024. Nürnberg
- Bundesagentur für Arbeit. (2024b). Monatsbericht zum Arbeits- und Ausbildungsmarkt, Juni 2024. Nürnberg.
- Bundesrechnungshof. (2024). Bericht nach § 88 Absatz 2 BHO – Information über die Entwicklung des Einzelplans 11 (Bundesministerium für Arbeit und Soziales) für die Beratungen zum Bundeshaushalt 2025.
- Hammer, A. (2024). Beschleunigt der Job-Turbo die Arbeitsaufnahme von Flüchtlingen im Bürgergeld-Bezug? <https://kurzlinks.de/crzo>
- Hammer, A. (2025). Staatsangehörigkeit und Grundsicherung für Arbeitsuchende: Der wachsende Anteil nichtdeutscher Leistungsberechtigter im Kontext der Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik. <https://doi.org/10.5281/zenodo.14677421>
- Kerl, O., Kislak, J., & Weißler, M. (2018). Abgänge aus Langzeitarbeitslosigkeit in Hessen - Niedriges Niveau, aber große Unterschiede. Strukturanalyse der Abgangsraten aus Langzeitarbeitslosigkeit in Hessen. IAB-Regional. Berichte und Analysen aus dem Regionalen Forschungsverbund. IAB Hessen 04/2018.
- van den Berg, G. J., Uhlendorff, A., & Wolff, J. (2014). Sanctions for young welfare recipients. *Nordic Economic Policy Review*, 1, 177-208.

8 Anhang

8.1 ARIMA-Analyse der Abgangsraten für den Rechtskreis SGB II

Modellspezifikation und Schätzung

Das gewählte ARIMA-Modell für die Abgangsraten hat die Spezifikation $(1,0,1)(1,0,0)$. Es beinhaltet einen nicht-saisonalen autoregressiven (AR) Term erster Ordnung, einen nicht-saisonalen Moving-Average (MA) Term erster Ordnung sowie einen saisonalen AR-Term der Ordnung 12. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich von Februar 2007 bis Juni 2024.

Die Modellschätzung erfolgte mittels exakter ARMA-Likelihood-Schätzung. Die Konvergenz wurde nach 8 ARMA-Iterationen und 47 Funktionsauswertungen erreicht.

Modellparameter

Der geschätzte Wert für die Konstante beträgt 3,9670 (Standardfehler: 0,49358).

Die ARIMA-Modellparameter wurden wie folgt geschätzt:

- Nicht-saisonaler AR(1): 0,8681 (Standardfehler: 0,04053)
- Saisonaler AR(12): 0,7279 (Standardfehler: 0,04523)
- Nicht-saisonaler MA(1): 0,1605 (Standardfehler: 0,08169)

Die geschätzte Varianz des Modells beträgt 0,12726 mit einem Standardfehler von 0,012449.

Alle Parameter sind statistisch signifikant (p -Wert $< 0,05$).

Modellgüte

Zur Beurteilung der Modellgüte wurden folgende Informationskriterien berechnet:

- Akaike-Informationskriterium (AIC): 182,7252
- Korrigiertes AIC (AICC): 183,0208
- Hannan-Quinn-Kriterium: 189,4819
- Bayesianisches Informationskriterium (BIC): 199,4369

Die Analyse basiert auf 209 effektiven Beobachtungen und schätzt 5 Parameter. Der Log-Likelihood-Wert beträgt -86,3626.

Prognosegüte

R-Quadrat: 0,898122

Korrigiertes R-Quadrat: 0,897133

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

- 2023:: 4,98%
- 2022: 29,97%
- 2021: 4,75%
- Durchschnitt 2021 bis 2023: 13,23%

Das R^2 und der MAPE zeigen eine gute Modellgüte trotz des Ausreißers in 2022.

Modelldiagnostik

Autokorrelation der Residuen

Zur Überprüfung der Autokorrelation wurde die Durbin-Watson-Statistik herangezogen. Der ermittelte Wert beträgt 2,002858. 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

Ein Chi-Quadrat-Test der Residuen ergab einen Wert von 88,794 mit einem p-Wert von 0,000. 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.

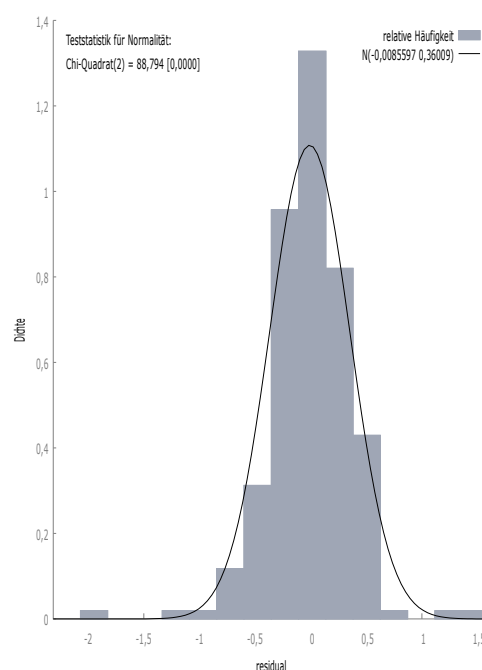


Schaubild 9: Teststatistik für Normalität der Residuen

Schlussfolgerung

Das geschätzte ARIMA(1,0,1)(1,0,0)-Modell zeigt eine gute Anpassung an die Abgangsraten-Zeitreihe. Die signifikanten AR- und MA-Terme deuten auf ausgeprägte autoregressive und gleitende Durchschnittskomponenten in den Daten hin. Die saisonale Komponente mit einer Periodizität von 12 Monaten ist ebenfalls bedeutsam. Die Prognosegüte ist sehr hoch, variiert über die betrachteten Zeiträume, wobei insbesondere das vorletzte Jahr eine höhere Abweichung aufweist. Die Durbin-Watson-Statistik zeigt keine problematische Autokorrelation in den Residuen an. Allerdings weist der signifikante Chi-Quadrat-Test auf Abweichungen von der Normalverteilung der Residuen hin.

8.2 SARIMA-Analyse der Abgangsraten 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 3: 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 4: 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.

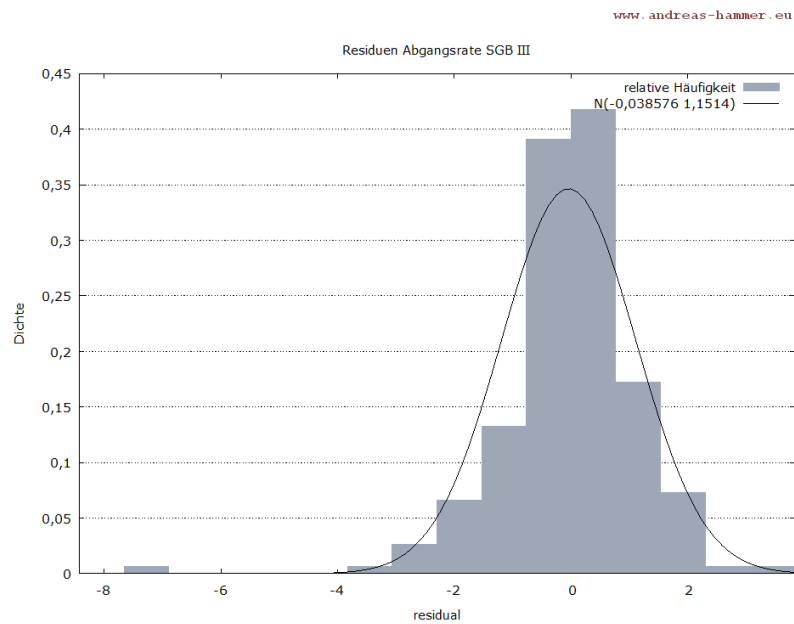


Schaubild 10: Teststatistik für Normalität der Residuen

Publikationen von Andreas Hammer (Auszug)

(downloads von www.andreas-hammer.eu)

- Staatsangehörigkeit und Grundsicherung für Arbeitsuchende: Der wachsende Anteil nichtdeutscher Leistungsberechtigter im Kontext der Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik. 17.1.2025 <https://doi.org/10.5281/zenodo.14677421>
- Dynamik der Arbeitsmarktintegration: Eine Zeitreihen-Analyse der Abgangsdaten aus Arbeitslosigkeit für den Rechtskreis SGB III. 4.12.2024 DOI <https://doi.org/10.5281/zenodo.14313377>
- Aufsuchende Beratung bei Arbeitslosen im Kontext SGB II. In: Matthias Rübner / Matthias Schulze-Böing [Hrsg.] 2024: Gut beraten im Jobcenter – Beratungsqualität als Herausforderung für Führung und Praxis, S. 283-293. Baden-Baden.
- Ein Jahr ganzheitliche Betreuung im SGB II. In: info also – Informationen zum Arbeitslosenrecht und Sozialhilferecht 2024, S. 217-221
- Zur Ökonomie der Ganzheitlichen Betreuung im SGB II. In Forum Arbeit 3/2024. S. 12-16
- Einstellungen in der Bevölkerung zur Datensicherheit. In: Dialog, Magazin der Hochschule für öffentliche Verwaltung und Finanzen Ludwigsburg, Ausgabe 50, 2024, S. 4
- Inklusion auf dem Arbeitsmarkt für Menschen mit Behinderung stärken. In: Forum Arbeit Nr. 2/2024, S. 10-14
- Hammer, A. u. a.: Verbesserung von Teilhabe für Menschen mit gesundheitlichen Einschränkungen durch Innovation im G. A. T.-Projekt. In: Deutsche Rentenversicherung Bund 2024: 33. Rehabilitationswissenschaftliches Kolloquium. S. 403-405
- Digitale Kompetenzen von Arbeitslosen und ihre Feststellung. In: Beck, Henkes, Terry (Hrsg.) 2024: Moderne Verwaltung und ihre gesellschaftliche Entwicklung – Interdisziplinäre Perspektiven für angewandte Lehre, Weiterbildung und Forschung, S. 315-328. Baden-Baden
- Hausbesuche bei Arbeitslosen. In Forum Arbeit, Nr. 3/2023, S. 4-6
- Chatbots – eine Hilfe bei der Fragebogenkonstruktion? In: Dialog, Magazin der Hochschule für öffentliche Verwaltung und Finanzen Ludwigsburg, Ausgabe 49, 2023, S. 10
- Eingliederung von Arbeitslosen im SGB II – nominale und inflationsbereinigte Haushaltsansätze. 2023. <https://doi.org/10.5281/zenodo.14297044>
- Verzerrungen der Teilnehmendenstruktur bei Evaluation. In: Dialog, Magazin der Hochschule für öffentliche Verwaltung und Finanzen Ludwigsburg, Ausgabe 48, 2023, S. 10-11
- SodEG – Irritationen bei Rückforderungen. In: Forum Arbeit, Nr. 1/2023, S.9-11
- Digitales Nutzungsverhalten bei der Jobsuche von Arbeitslosen. In: Magazin der Hochschule für öffentliche Verwaltung und Finanzen Ludwigsburg, Ausgabe 47, 2022, S. 8-9
- Gestärkte Teilhabe: Träger sollten ihr Portfolio erweitern. In: Neue Caritas, Nr. 6 /2022
- Verzerrung in Befragungen durch judgement of learning-Effekte. In: Dialog – Magazin der Hochschule für öffentliche Verwaltung und Finanzen Ludwigsburg Ausgabe 46, 2022, S. 10-11
- Mittel aus dem Europäischen Sozialfonds. In: Arbeitslosenprojekt TuWas (Hrsg.): Leitfaden für Arbeitslose. Der Rechtsratgeber zum SGB III. Frankfurt 2022
- Mindestlohn – Wirkungen und Mängel. In: Forum arbeit, Nr. 1/2022, S.3-6