



Anreizwirkungen ausgewählter Elemente im System der öster- reichischen Arbeitslosen- versicherung

**Stefan Angel, Marian Fink, Thomas Horvath,
Helmut Mahringer**

Wissenschaftliche Assistenz: Lydia Grandner,
Stefan Weingärtner

September 2022

Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung

Anreizwirkungen ausgewählter Elemente im System der österreichischen Arbeitslosenversicherung

Stefan Angel, Marian Fink, Thomas Horvath, Helmut Mahringer

September 2022

Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung
Im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit

Begutachtung: Benjamin Bittschi

Wissenschaftliche Assistenz: Lydia Grandner, Stefan Weingärtner

Die vorliegende Studie untersucht ausgewählte Gestaltungselemente der österreichischen Arbeitslosenversicherung hinsichtlich ihres Potentials, die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit zu fördern bzw. Arbeitslosigkeit zu verfestigen. Aufbauend auf ökonomischer Theorie sowie internationaler und nationaler empirischer Evidenz werden die Auswirkungen möglicher Reformszenarien (degressive Gestaltung der Nettoersatzrate, Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit, Verbesserung der Betreuungsrelation) unter Berücksichtigung von Verhaltensänderungen simuliert. Im Fokus der Analyse stehen die Effekte auf die Zahl der Bezieherinnen und Bezieher, auf die Höhe der Existenzsicherungsleistungen und auf den Budgeteinsatz für die Arbeitslosenversicherung sowie die Systeme der bedarfsorientierten Mindestsicherung (bzw. Sozialhilfe).

2022/5/S/WIFO-Projektnummer: 8221

© 2022 Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung

Medieninhaber (Verleger), Herausgeber und Hersteller: Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung,
1030 Wien, Arsenal, Objekt 20 • Tel. (+43 1) 798 26 01-0 • <https://www.wifo.ac.at/> • Verlags- und Herstellungsort: Wien

Verkaufspreis: 50 € • Kostenloser Download: <https://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/69621>

Anreizwirkungen im System der österreichischen Arbeitslosenversicherung

Stefan Angel, Marian Fink, Thomas Horvath, Helmut Mahringer

Inhalt

Executive Summary	1
1. Einleitung	3
2. Kurzüberblick: Arbeitslosenversicherungssystem in Österreich	4
2.1 Arbeitslosengeld und Notstandshilfe	5
2.1.1 Anspruchsvoraussetzungen	5
2.1.2 Bezugsdauer	5
2.1.3 Leistungshöhe	6
2.2 Weitere monetäre Leistungen für Arbeitslose	6
3. Wirkung ausgewählter Ausgestaltungselemente	7
3.1 Wirkung eine Änderung der Nettoersatzrate	9
3.1.1 Wirkung auf die Austrittswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit	10
3.1.2 Wirkung auf die Dauer von Arbeitslosigkeit	13
3.1.3 Effektheterogenität	16
3.1.4 Effekt auf Zuströme	18
3.2 Effekt der Zuverdienstmöglichkeit	22
3.3 Betreuungsintensität	25
3.4 Kontextualisierung und Übertragbarkeit	26
4. Methodenbeschreibung und Datenhintergrund	28
4.1 Datenhintergrund	28
4.2 Mikromodell zur Simulation von Veränderung im AIG-System	29
4.3 Berücksichtigung einer veränderten Zusammensetzung des Arbeitslosenbestandes	31
4.3.1 Prognose des Bestandes März 2020 bis Dezember 2021 ohne COVID-19	34
4.3.2 Berücksichtigung strukturellen Bestandsveränderung	35
4.3.3 Vergleich Leistungsbezug 2016 und hypothetischer Leistungsbezug 2021	36
4.4 Simulation von Einkommen zur Bedarfsprüfung für BMS-/Sozialhilfebezug	38
5. Simulierter Leistungsbezug 2021 im Überblick	39
5.1 Vorübergehende Beschäftigungsbeendigungen	41
5.2 Geringfügiger Zuverdienst	44
6. Simulation einer degressiveren Gestaltung der Nettoersatzrate	47
6.1 Annahmen	48

6.2	Implementierung der Verhaltensänderung	50
6.3	Auswirkung auf die Zahl der Beziehenden	52
6.4	Auswirkungen auf die Leistungshöhe	53
6.5	Auswirkungen auf die Ausgaben für Existenzsicherungsleistungen	58
7.	Simulation eines Wegfalls der Zuverdienstmöglichkeit	60
7.1	Annahmen	60
7.2	Implementierung der Verhaltensänderung	61
7.3	Auswirkung auf die Zahl der Beziehenden	62
7.4	Auswirkungen auf die Leistungshöhe	64
7.5	Auswirkungen auf die Ausgaben für Existenzsicherungsleistungen	65
8.	Simulation einer Intensivierung der Betreuung	66
8.1	Annahmen	67
8.2	Implementierung der Verhaltensänderung	69
8.3	Auswirkung auf die Zahl der Beziehenden	70
8.4	Auswirkungen auf die Leistungshöhe	71
8.5	Auswirkungen auf die Ausgaben für Existenzsicherungsleistungen	72
	Diskussion und Zusammenfassung	73
	Literaturhinweise	77
	Anhang	82

Verzeichnis der Übersichten

Übersicht 1:	Kriterien für den Bezug von Arbeitslosengeld	5
Übersicht 2:	Empirische Befunde zu monetären Transferleistungen und Abgangswahrscheinlichkeit	12
Übersicht 3:	Empirische Befunde zu monetären Transferleistungen und Arbeitslosigkeitsdauer	15
Übersicht 4:	Empirische Befunde zu monetären Transferleistungen und Arbeitslosigkeit - Gruppeneffekte	17
Übersicht 5:	Empirische Befunde zu monetären Transferleistungen und Zustrom in Arbeitslosigkeit	19
Übersicht 6:	Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Leistungsbeziehende 2016 und 2021)	38
Übersicht 7:	Jahresdurchschnittsbestand der Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher 2021 nach Leistungsart	39
Übersicht 8:	Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Leistungsbeziehende 2021)	41
Übersicht 9:	Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Leistungsbeziehende mit Wiedereinstellung 2021)	43
Übersicht 10:	Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Leistungsbeziehende mit Zuverdienst 2021)	46
Übersicht 11:	Angenommene Elastizitäten nach Personengruppen	51

Übersicht 12: Veränderung gegenüber dem Jahresdurchschnittsbestand 2021 nach Leistungsart	53
Übersicht 13: Komponenten des durchschnittlichen Tagsatzes: Szenario 1 bis 3	54
Übersicht 14: Komponenten des durchschnittlichen Tagsatzes: Szenario 4 bis 6	55
Übersicht 15: Budgetwirksamkeit der Szenarien 1 bis 3 im Vergleich	59
Übersicht 16: Budgetwirksamkeit der Szenarien 4 bis 6 im Vergleich	60
Übersicht 17: Abweichungen des Szenarios 7 zum Jahresdurchschnittsbestand der Leistungsbeziehenden 2021 nach Leistungsart	62
Übersicht 18: Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Szenario 7)	64
Übersicht 19: Budgetwirksamkeit des Wegfalls der Zuverdienstmöglichkeit	66
Übersicht 20: Differenz in Abgangsraten in Beschäftigung bei verbesserter Betreuungsrelation	68
Übersicht 21: Differenz in Abgangsraten in Erwerbsinaktivität bei verbesserter Betreuungsrelation	68
Übersicht 22: Abweichungen des Szenarios 8 zum Jahresdurchschnittsbestand der Leistungsbeziehenden 2021 nach Leistungsart	70
Übersicht 23: Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung bei intensiverer Betreuung	72
Übersicht 24: Budgetwirksamkeit der intensiveren Betreuung	72
Übersicht A 1: Jahresdurchschnittsbestand der Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher 2021 nach Leistungsart – detailliert	82

Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung 1: Anteil der BMS-Beziehenden mit AIV-Leistungsbezug nach AIV-Leistungshöhe und Haushaltstyp (Über-25-Jährige) im Jahr 2016	30
Abbildung 2: Anteil der BMS-Beziehenden mit AIV-Leistungsbezug nach AIV-Leistungshöhe und Haushaltstyp (Unter-25-Jährige) im Jahr 2016	31
Abbildung 3: Anteil §34 AIVG-Anspruchsberechtigte am Jahresdurchschnittsbestand der Notstandshilfebeziehenden nach Geschlecht, 2002-2020	32
Abbildung 4: Ältere im Leistungsbezug, 2002-2021	33
Abbildung 5: Prognostizierte Monatsdurchschnittsbestände der Leistungsbeziehenden ohne COVID-19	34
Abbildung 6: Veränderungen des Anteils ausgewählter Merkmale am Jahresdurchschnittsbestand, 2002-2021	35
Abbildung 7: Leistungsbezug 2016 und 2021 nach soziodemographischen Merkmalen	36
Abbildung 8: Leistungsbezug 2016 und 2021 nach Leistungsart und Leistungsbezugsdauer	37
Abbildung 9: Personenstruktur des Bestands der Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher 2021	40
Abbildung 10: Anteile leistungsbezogener Merkmale der Leistungsbeziehenden mit Wiedereinstellung, 2021	42
Abbildung 11: Anteile soziodemographischer Merkmale der Leistungsbeziehenden mit Wiedereinstellung, 2021	43
Abbildung 12: Anteile leistungsbezogener Merkmale der Leistungsbeziehenden mit Zuverdienst, 2021	44

Abbildung 13: Anteile soziodemographischer Merkmale der Leistungsbeziehenden mit Zuverdienst, 2021	45
Abbildung 14: Dauer von Zuerkennung bis geringfügige Beschäftigung, 2021	46
Abbildung 15: Verteilung der Tagsätze nach Zuverdienst, 2021	47
Abbildung 16: Degressiver Verlauf des Grundbetrags für eine Person mit Leistungsanspruch von 20 Wochen	49
Abbildung 17: Degressiver Verlauf des Grundbetrags für eine Person mit Leistungsanspruch von 52 Wochen	49
Abbildung 18: Veränderung der Leistungshöhe bei degressivem AIG (Szenario 1) im Vergleich zur aktuellen AIV-Leistung	57
Abbildung 19: Anteil BMS-Beziehende an den AIV-Leistungsbeziehenden – aktuelles AIG vs. degressives AIG (Szenario 1)	58
Abbildung 20: Personenstruktur des Bestands der Leistungsbeziehenden bei Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit	63
Abbildung 21: Anteil BMS-Beziehende an den AIV-Leistungsbeziehenden – aktuelles AIG vs. Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit (Szenario 7)	65
Abbildung 22: Personenstruktur des Bestands der Leistungsbeziehenden bei intensiverer Betreuung	71

Executive Summary

Im österreichischen politischen Diskurs wird die Ausgestaltung der passiven Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung (Arbeitslosengeld und Notstandshilfe) debattiert. Im Mittelpunkt der Diskussion stehen dabei häufig die Anreizwirkungen in Arbeitslosigkeit überzutreten, darin zu verbleiben oder aus Arbeitslosigkeit abzugehen, insbesondere um eine Beschäftigung aufzunehmen.

Die vorliegende Studie untersucht drei Ausgestaltungsoptionen für das österreichische Arbeitslosenversicherungssystem unter Verwendung eines Mikrosimulationsmodells, das sowohl den Einfluss wesentlicher Steuerungselemente auf individuelle Leistungsbezüge als auch daraus resultierende Verhaltensänderungen bei Individuen berücksichtigt:

1. degressivere Gestaltung der Nettoersatzrate, bei der die Nettoersatzrate unter sonst gleichbleibenden Bedingungen anfangs 65% beträgt und nach jeweils 8 Wochen auf 55% und schließlich auf 50% sinkt,
2. Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit per 1.1. 2021 und
3. Intensivierung der Betreuung von Arbeitslosen.

Als Datengrundlage dienen Individualdaten zu den Leistungsbeziehenden 2016. Unter Verwendung statischer Methoden wird ein hypothetischer Bestand Leistungsbeziehender 2021 simuliert, der sich ohne COVID-19-Krise ergeben hätte. Die Parametrisierung des Modells bzw. der durch die simulierten Ausgestaltungsoptionen ausgelösten Verhaltensreaktionen werden der internationalen und nationalen empirischen Literatur entnommen.

Die Simulationen zeigen:

- Eine Verbesserung des Betreuungsschlüssels hat großes bestandsreduzierendes Potential (Jahresdurchschnittsbestand: -22.800 Personen bzw. -7,5%).
- Die Umstellung auf ein degressives System lässt – auch bei optimistischen Annahmen – wenig Änderung in der Zahl der Leistungsbeziehenden erwarten (Jahresdurchschnittsbestand: bis zu -3.400 Personen bzw. -1,1%). Die Attraktivierung vorübergehender Beschäftigungsbeendigungen durch die anfangs höhere Nettoersatzrate wirkt erhöhend auf den Zugang zu Arbeitslosigkeit. Wenn die Recall-Arbeitslosigkeit dadurch um 5% steigt, verpufft der bezugsdauersenkende Effekt der Degression (Jahresdurchschnittsbestand: -500 Personen).
- Der Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit reduziert den Jahresdurchschnittsbestand deutlich (-15.600 bzw. -5%). Mit ihrer Abschaffung entfällt jedoch auch der Stepping-Stone-Effekt geringfügiger Beschäftigung, der für Personen, die typischerweise länger arbeitslos sind, eine größere Bedeutung hat (+10.000 Personen) als für kürzer arbeitslose Bezieherinnen und Bezieher von Arbeitslosengeld, bei denen überproportional häufig Lock-in-Effekte wirken (-26.000).
- Die degressive Gestaltung des Arbeitslosengeldes erhöht den durchschnittlichen Tagssatz des Arbeitslosengeldes deutlich, während die Höhe der Notstandshilfe merklich sinkt, was zum Teil durch höhere Ergänzungsbeträge kompensiert wird. In den anderen

beiden simulierten Gestaltungsoptionen verändert sich der durchschnittliche Tagsatz kaum.

- Während eine Umstellung auf ein degressives Arbeitslosengeld relativ budgetneutral, jedoch eher Ausgaben erhöhend, erfolgen würde (es kommt zu deutlichen Strukturverschiebungen hin zu Arbeitslosengeld), sinken die Ausgaben für Arbeitslosengeld und Notstandshilfe bei Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit um 165 Mio. € (-5%). Ohne Berücksichtigung von Mehraufwand bei Personal und Infrastruktur sinkt das benötigte Budget für Arbeitslosengeld und Notstandshilfe um 236 Mio. € (-7,5%). Auch unter Einbeziehung des größeren Mitteleinsatzes dürften die Ausgaben nicht über das aktuelle Niveau steigen.
- Eine Umstellung auf ein degressives Arbeitslosengeld muss vor dem Hintergrund zahlreicher Interdependenzen zwischen den unterschiedlichen Gestaltungselementen gedacht werden. So verlieren Ergänzungsbeiträge teilweise ihre Wirkung oder dämpfen die Degression maßgeblich. Aber auch in Bereichen wie beispielsweise dem Schulungsarbeitslosengeld oder Sanktionsandrohungen dürfte es zu Verschiebungen in der Anreizstruktur kommen.
- Der Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit könnte zu Ausweichverhalten führen (informelle Beschäftigung), erhöht jedoch gleichzeitig die Kontrollierbarkeit. Parallel könnte sich das Beschäftigungsverhalten von Betrieben, die bisher stark auf geringfügige Beschäftigung gesetzt haben, verändern. Eine größere Nachfrage nach regulären Beschäftigungen dürfte über einen Anstieg vollversicherungspflichtiger Beschäftigungsverhältnisse zusätzlich von fiskalischer Relevanz sein. Geringfügiger Zuverdienst dürfte für einen Teil der Zuverdienenden ein maßgeblicher Teil ihrer Existenzsicherung sein und trägt so zur Vermeidung von Armuts- und Ausgrenzungsgefährdung bei.
- Das Potential, das im Zusammenwirken passiver und aktiver Arbeitsmarktpolitik liegt, dürfte noch nicht ganz gehoben sein.

1. Einleitung

Im österreichischen politischen Diskurs wird die Ausgestaltung der passiven Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung (Arbeitslosengeld und Notstandshilfe) debattiert. Im Mittelpunkt der Diskussion stehen dabei häufig die Fragen nach der Leistungshöhe, der tatsächlichen Ersatzrate, also unter Berücksichtigung aller Transfers und Einkommen¹⁾, die mit Arbeitslosigkeit assoziiert sind, sowie die Anreizwirkungen in Arbeitslosigkeit überzutreten, darin zu verbleiben oder aus Arbeitslosigkeit abzugehen, insbesondere um eine Beschäftigung aufzunehmen. In diesem Zusammenhang wird überlegt, welche Rolle einer degressiven Gestaltung der Arbeitslosenversicherungsleistungen, also eine im Zeitverlauf absinkende Höhe des Arbeitslosengeldes (AIG) bzw. der Notstandshilfe (NH) in einer Reform der Arbeitsmarktpolitik spielen kann. Auch die Möglichkeit des Zuverdienstes zum Arbeitslosengeld oder der Notstandshilfe bzw. eine geänderte Ausgestaltung oder Abschaffung dieser Möglichkeit wird als potentielle Stellschraube zur Erhöhung der Anreize für Beschäftigungsaufnahmen angedacht.

Die vorliegende Studie untersucht die Ausgestaltung von Arbeitslosenversicherungssystemen hinsichtlich ihres Potentials, die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit zu fördern bzw. Arbeitslosigkeit zu verfestigen. Der Fokus liegt auf passiven Leistungen der Arbeitslosenversicherung (AIV) sowie auf Unterstützungsmaßnahmen bei der Arbeitssuche. Konkret wird den Fragen nachgegangen, wie sich die Höhe und Zusammensetzung der Leistungsbeziehenden und der Leistungen sowie die Ausgaben der Arbeitslosenversicherung bei einer degressiveren Gestaltung der Nettoersatzrate des Arbeitslosengeldes, einem Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit und einer veränderten Betreuungsintensität von Arbeitslosen im Vergleich zum Status quo verändert. Die Beantwortung dieser Fragestellung passiert dabei unter Berücksichtigung von Verhaltensänderungen sowohl im Abgang aus Arbeitslosigkeit als auch im Zugang zu Arbeitslosigkeit.

Neben einem Überblick über die zentralen Gestaltungselemente im Arbeitslosenversicherungssystem in Österreich (Kapitel 2) wird auf Basis der verfügbaren Evidenzen aus der Literatur ein grober Überblick darüber gegeben, wie die Wirkung einer degressiven Nettoersatzrate und der Zuverdienst zu Lohnersatzleistungen einzuschätzen ist (Kapitel 3). Dieser Überblick dient nicht nur zu einer ersten Einschätzung, welche Effekte erwartet werden können, sondern auch als Grundlage zur Spezifizierung von Verhaltensparametern, die in die Simulationen veränderter Bezugsbestimmungen einfließen.

Um die Ausgangslage und die Betroffenheit durch Auswirkungen etwaiger Änderungen in den Bezugsbestimmungen besser einschätzen zu können, erfolgt eine Bestandsaufnahme des Leistungsbezugs im Status quo (Kapitel 5). Im Zentrum stehen dabei die Fragen: Wie viele bzw. welche arbeitslosen Personen beziehen welche Leistung und in welcher Höhe aus der Arbeitslosenversicherung? Welche Rolle spielen vorübergehende Beschäftigungsbeendigungen? Welche arbeitslosen Personen machen von der Möglichkeit des Zuverdienstes Gebrauch?

Basierend auf den in Kapitel 3 diskutierten (Anreiz-)Wirkungen und den in Kapitel 4 beschriebenen Methoden und Daten werden in den Kapiteln 6 bis 8 für konkrete Reformszenarien die

¹⁾ Vgl. Titlbach und Fink (2022) für eine rezente Untersuchung zu Einkommenssicherung bei Arbeitslosigkeit unter Berücksichtigung von über Lohnersatzleistungen und Mindestsicherung hinausgehenden Transferleistungen.

Auswirkungen von geänderten Systemparametern auf die Zahl der Bezieherinnen und Bezieher, auf die Höhe der Existenzsicherungsleistungen und auf den Budgeteinsatz für die Arbeitslosenversicherung sowie die Systeme der bedarfsorientierten Mindestsicherung (bzw. Sozialhilfe) simuliert.

2. Kurzübersicht: Arbeitslosenversicherungssystem in Österreich

Die Umsetzung der österreichischen Arbeitsmarktpolitik obliegt dem Arbeitsmarktservice (AMS). Ziel der aktiven Arbeitsmarktpolitik ist mittels Beratung, Vermittlung und arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen den Eintritt in die Arbeitslosigkeit zu verhindern, die Dauer von Arbeitslosigkeit zu minimieren und Arbeitslose nachhaltig ins Erwerbsleben zu reintegrieren. Die Existenzsicherung Arbeitsloser durch monetäre Leistungen (vorwiegend Lohnersatzleistungen) zählt ebenfalls zu den Aufgaben des AMS²⁾ (passive Arbeitsmarktpolitik). Die Arbeitsmarktpolitik steht dabei der Herausforderung gegenüber, einerseits Einkommensverluste teilweise zu kompensieren und Konsummöglichkeiten aufrechtzuerhalten und andererseits unerwünschte Effekte der Existenzsicherungsleistungen auf den Anreiz zur Arbeitssuche und die Bereitschaft zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit zu minimieren³⁾. Für den Zugang zu und Verbleib in Arbeitslosigkeit und damit für den weiteren Erwerbsverlauf spielt die konkrete Ausgestaltung des Arbeitslosenversicherungssystems eine entscheidende Rolle (Badelt et al., 2019; Fink et al., 2021; Tatsiramos & van Ours, 2014).

Das österreichische AIV-System sieht dabei eine enge Kopplung von monetären Transferleistungen und diversen Unterstützungsleistungen und Bezugsbedingungen vor, wobei der aktiven Arbeitsmarktpolitik eine zentrale Rolle für die Wiedereingliederung von arbeitslosen Personen zukommt. Das AMS bietet Beratung und Vermittlungsunterstützung in der Form von Vermittlungsvorschlägen, Informationen über Berufe und nachgefragte Qualifikationen, Hilfe bei der beruflichen Orientierung, persönliche Beratung bei der Arbeitssuche und konkreten Bewerbungen ebenso wie Hilfe bei der Aus- und Weiterbildung an. Im Gegenzug sind arbeitslose Personen angehalten, Kontrolltermine wahrzunehmen, der Arbeitsvermittlung zur Verfügung zu stehen, aktiv nach Arbeit zu suchen und bereit zu sein, eine zumutbare Beschäftigung aufzunehmen. Wenn sie diesen Verpflichtungen nicht nachkommen, drohen ihnen Sanktionen in Form einer Sperre des Arbeitslosengeldes oder der Notstandshilfe (Eppel et al., 2016).

Die Interaktion von Existenzsicherungsleistungen und Unterstützungsleistungen sowie deren Bezugsbedingungen beeinflussen die Wirkung einzelner Gestaltungselemente auf die Dauer der Arbeitslosigkeit.

²⁾ Geldleistungen aus der Arbeitslosenversicherung fungieren zudem als "automatische Stabilisatoren". In wirtschaftlich ungünstigen Zeiten kommt es zu einer Stabilisierung von Einkommen und Konsumausgaben und somit der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage. In wirtschaftlich günstigen Zeiten werden weniger Geldleistungen ausbezahlt, was die staatlichen Ausgaben reduziert (vgl. Moffitt, 2014).

³⁾ Negative Suchanreizeffekte werden in diesem Zusammenhang häufig als *moral hazard* (moralisches Anreizproblem) interpretiert (siehe Kapitel 3).

2.1 Arbeitslosengeld und Notstandshilfe

Die zentralen Gestaltungselemente der Existenzsicherung stellen die Lohnersatzleistungen (Arbeitslosengeld und Notstandshilfe) bzw. deren Anspruchsvoraussetzungen, Leistungshöhe und Bezugsdauer dar.

2.1.1 Anspruchsvoraussetzungen

Anspruch auf Arbeitslosengeld setzt

- Arbeitsfähigkeit, Arbeitswilligkeit, Arbeitslosigkeit und Vermittelbarkeit,
- die Bereitschaft, eine Tätigkeit im Mindestausmaß von 20 Wochenstunden anzunehmen, und
- die Erfüllung der Anwartschaft

voraus.

Die Anwartschaft gilt als erfüllt, wenn bei erstmaligem Bezug innerhalb der letzten zwei Jahre (Rahmenfrist) vor Geltendmachung des Bezuges mindestens 52 Wochen Anwartschaftszeiten (im Wesentlichen arbeitslosenversicherungspflichtige Beschäftigung) vorliegen. Bei erneuter Inanspruchnahme müssen mindestens 28 Wochen Anwartschaftszeiten innerhalb des letzten Jahrs vorliegen. Für Personen, die das 25. Lebensjahr noch nicht erreicht haben, reduziert sich die geforderte Anwartschaft bei Erstbezug auf 26 Wochen im letzten Jahr.⁴⁾

Übersicht 1: Kriterien für den Bezug von Arbeitslosengeld

Altersgruppe	Anwartschaft	Rahmenfrist	Bezugsdauer
<25	26 Wochen	1 Jahr	20 Wochen
>=25 (erstmalige Inanspruchnahme)	52 Wochen	2 Jahre	20 Wochen
Alle (weitere Inanspruchnahme)	28 Wochen	1 Jahr	20 Wochen
Alle	156 Wochen (3 Jahre)	Keine	30 Wochen
>=40	312 Wochen (6 Jahre)	10 Jahre	39 Wochen
>=50	468 Wochen (9 Jahre)	15 Jahre	52 Wochen

Q: Arbeitslosenversicherungsgesetz (AIVG).

2.1.2 Bezugsdauer

In Abhängigkeit der bisher erworbenen Versicherungszeiten und des Alters beträgt die maximale bzw. zuerkannte Bezugsdauer von Arbeitslosengeld 20, 30, 39 oder 52 Wochen (Übersicht 1). Unter bestimmten Voraussetzungen kann die maximale Bezugsdauer nach Abschluss einer beruflichen Rehabilitationsmaßnahme 78 Wochen betragen und sich bei Besuch einer Schulung im Rahmen einer Arbeitsstiftung auf maximal 3 bzw. 4 Jahre verlängern.

Der Bezug der Notstandshilfe ist grundsätzlich zeitlich unbegrenzt. Nach Ablauf von 52 Wochen kann der Bezug per Antrag jeweils um weitere 52 Wochen verlängert werden.

⁴⁾ Die Rahmenfrist von zwei bzw. einem Jahr kann sich bei Vorliegen von sogenannten Erstreckungstatbeständen (hierzu zählen etwa Zeiten des Krankengeldbezuges oder Präsenz- bzw. Zivildienstes, aber auch Arbeitslosigkeit) verlängern.

2.1.3 Leistungshöhe

Die Höhe des Arbeitslosengeldes kann aus bis zu drei Komponenten bestehen:

- dem Grundbetrag,
- einem etwaigen Ergänzungsbetrag und
- etwaigen Familienzuschlägen.

Der tägliche Grundbetrag beträgt 55% des täglichen Nettoeinkommens. Für die Berechnung des täglichen Nettoeinkommens werden Einkommen bis zur Höchstbeitragsgrundlage berücksichtigt. Damit ist der Grundbetrag nach oben beschränkt. Liegt der Grundbetrag unter dem (täglichen) Ausgleichszulagenrichtsatz für Alleinstehende (2022: 1.030,49 € pro Monat), steht ein Ergänzungsbetrag zu, der sich aus der Differenz zwischen Ausgleichszulagenrichtsatz und Grundbetrag ergibt. Die Summe aus Grundbetrag und Ergänzungsbetrag darf 60% des Nettoeinkommens jedoch nicht übersteigen.

Besteht Anspruch auf Familienbeihilfe für Kinder, für die eine Unterhaltspflicht besteht, so stehen Familienzuschläge in der Höhe von 0,97 € pro Tag und Kind zu. Für Partnerinnen und Partner, die kein Einkommen über der Geringfügigkeitsgrenze (2022: 485,85 € pro Monat) erzielen, steht ebenfalls ein Familienzuschlag zu. Die Summe aus Grundbetrag, Familienzuschläge und Ergänzungsbetrag darf 80% des täglichen Nettoeinkommens nicht überschreiten.

Nach Auslaufen des Anspruchs auf Arbeitslosengeld und bei Vorliegen einer Notlage⁵⁾, können Arbeitslose die Notstandshilfe beantragen. Sie beträgt zwischen 92% und 95% (bei vorherigem Anspruch auf einen Ergänzungsbetrag) des Arbeitslosengeldes. Folgt die Notstandshilfe auf einen AIG-Bezug von 20 oder 30 Wochen, unterliegt sie nach 6 Monaten einer Deckelung: Nach einem Arbeitslosengeldbezug von 20 Wochen wird die Notstandshilfe auf den Ausgleichszulagenrichtsatz für Alleinstehende gesenkt, nach einem Arbeitslosengeldbezug von 30 Wochen auf das Existenzminimum (2022: 1.167,00 € monatlich). Bis Juni 2018 war die Notstandshilfe eine bedarfsgeprüfte Leistung, deren Höhe bei Vorliegen von Partnereinkommen bis hin zum gänzlichen Wegfall reduziert wurde.

Entspricht die Höhe des Arbeitslosengeldes oder der Notstandshilfe nicht den Mindeststandards der Sozialhilfe bzw. Mindestsicherung, kann die Differenz als Leistung aus der Sozialhilfe/Mindestsicherung aufgestockt werden. Der Sozialhilfeanspruch setzt den Verbrauch eigener Mittel und das Verwerten vorhandenen Vermögens (2022: bis zu einem Freibetrag von rund 5.868 €)⁶⁾ voraus.

2.2 Weitere monetäre Leistungen für Arbeitslose

Neben Arbeitslosengeld und Notstandshilfe besteht bei Erfüllung der Anwartschaft auf Arbeitslosengeld bzw. Notstandshilfe auch Anspruch auf Existenzsicherungsleistungen während

⁵⁾ Zur Bedarfsprüfung werden alle persönlichen Einkünfte gemäß §2 Abs 2 EstG 1988 berücksichtigt, also etwa auch Einkommen aus Vermietung und Verpachtung und Einkünfte aus Kapitalvermögen. Bis 30. Juni 2018 wurde bei der Beurteilung einer Notlage neben dem Einkommen der Antragstellerin bzw. des Antragstellers auch das Einkommen der Ehepartnerin oder Lebensgefährtin bzw. des Ehepartners oder Lebensgefährten auf die Notstandshilfe angerechnet.

⁶⁾ Die landesrechtlichen Mindestsicherungsbestimmungen sehen Vermögensfreibeträge von rund 4.890 € vor.

aktivierender arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen (Schulungsarbeitslosengeld bzw. -notstandshilfe, Beihilfe zur Deckung des Lebensunterhalts, Umschulungs-, Weiterbildungs-, Bildungsteilzeit- und Altersteilzeitgeld). Ein weiteres Instrument der Beschäftigungsförderung am ersten Arbeitsmarkt ist die Kombilohnbeihilfe, ein befristeter Zuschuss zum Lohn, der den Anreiz zur Aufnahme einer gering entlohnten Stelle erhöhen soll. Die Kombilohnbeihilfe spielt jedoch aufgrund ihrer geringen Anwendung eine untergeordnete Rolle.

3. Wirkung ausgewählter Ausgestaltungselemente

Der Fokus dieser Studie liegt auf den Auswirkungen veränderter Anreizstrukturen, die sich aufgrund einer degressiven Gestaltung der Nettoersatzrate, einem Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit während der Arbeitslosigkeit sowie einer Intensivierung der Betreuung von Arbeitslosen ergeben.

In der ökonomischen Theorie werden dem Arbeitslosenversicherungssystem bzw. konkret dem Arbeitslosengeld vor allem zwei Wirkungen zugeschrieben. Einerseits sollen Geldleistungen den Konsum der betroffenen Personen auf einem gewissen Niveau halten (*Konsumglättung*). Andererseits sollen aber auch adverse Anreizeffekte auf die Suchanstrengungen von Arbeitslosen (*moral hazard*) und die (Wieder-)Aufnahme von Erwerbsarbeit minimiert werden (Holmlund, 2015; Kyyrä et al., 2017; Tatsiramos & van Ours, 2014).

Zur Erklärung, inwiefern von bestimmten Parametern des Arbeitslosenversicherungssystems Suchanreize für die Arbeitslosen ausgehen, haben sich suchtheoretische Modelle etabliert, insbesondere basierend auf der Theorie von Mortensen (1977). Im Mittelpunkt steht die Frage, wovon es abhängt, dass Arbeitslose ihren Suchprozess beenden und eine Erwerbstätigkeit aufnehmen. Direkte Kosten der Suche bzw. eine verlängerte Reduktion des Einkommens im Fall von Arbeitslosigkeit werden gegen die höheren Einkommenserträge abgewogen, die sich im Fall einer zeitlichen Verlängerung der Arbeitsplatzsuche realisieren lassen können.

Zentral ist hierbei der Reservationslohn der arbeitslosen Person, der jenem Lohnniveau entspricht, ab dem eine arbeitslose Person ein Jobangebot annehmen würde. Wenn Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung das Einkommen bei Arbeitslosigkeit erhöhen, steigt der Reservationslohn. Dies führt laut dem Modell dazu, dass einerseits mehr Jobangebote abgelehnt werden und sich andererseits die Suchintensität verringert. Beides reduziert die Abgangsrate in Beschäftigung bzw. verlängert Arbeitslosigkeitsdauer.

Bezogen auf die Arbeitssuchenden lassen sich mit diesen Modellen auch Hypothesen in Bezug auf Zuströme in Arbeitslosigkeit ableiten. Bei Personen, welche ein AIG über dem Reservationslohn erhalten würden, erhöhen großzügigere Transfers für bezugsberechtigte Beschäftigte demnach deren Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit unmittelbar (z. B. durch freiwillige Selbstkündigung) oder mittelbar (z. B. aufgrund von geringerem Arbeitseinsatz, keine arbeitnehmerseitige Verlängerung bei befristeten Arbeitsverträgen) (Kyyrä et al., 2017). Aber auch arbeitgeberseitig können großzügigere Transfers dazu führen, dass Unternehmen Beschäftigte bei negativen ökonomischen Nachfrageschocks (saisonal, dauerhaft) eher entlassen (Baily, 1977; Feldstein, 1976; Zweimüller, 2018).

Die "Matching Theorie" bzw. mit Bezug auf die Begründer Peter Diamond, Dale Mortensen und Chris Pissarides DMP-Modelle nehmen ebenfalls die Unternehmensseite in den Blickwinkel (für eine Übersicht siehe Faggian, 2014, S. 65ff). Aus dieser Theorie ist für die hier diskutierte Fragestellung der Wirkung von Transfers an Arbeitslose vor allem der folgende Aspekt relevant (Holmlund, 2015; Tatsiramos & van Ours, 2014): Hohe Transfers erhöhen den Lohnanspruch (Reservationslohn) von Arbeitslosen. Weil dadurch weniger offene Stellen besetzt werden, können (bzw. weniger Bewerber und Bewerberinnen auf eine offene Stelle kommen), verbessert sich die Lohnverhandlungsposition von Arbeitssuchenden, was wiederum die Gewinnmöglichkeiten auf der Unternehmensseite reduziert. Um dieser Anspannung am Arbeitsmarkt entgegenzuwirken, werden Unternehmen in einer solchen Situation weniger neue Arbeitsplätze schaffen oder Arbeitsplätze reduzieren. Insgesamt bewirkt eine Erhöhung von Transferleistungen an Arbeitslose dadurch eine höhere Arbeitslosigkeit, *ceteris paribus*.

Eine weitere Frage ist, ob die Lohnersatzrate im Verlauf einer Arbeitslosigkeitsepisode konstant bleiben, abfallen (degressives Arbeitslosengeld) oder ansteigen (progressives Arbeitslosengeld) sollte. Konsistent mit den bisher besprochenen ökonomischen Verhaltensmodellen überwiegt in der Literatur (vgl. Holmlund, 2015, S. 12ff; Kyrrä et al., 2017, S. 36f) das Argument, dass – wenn moral hazard eine Rolle spielt – die Leistungshöhe im Zeitverlauf sinken sollte, um Anreize für eine Beschäftigungsaufnahme zu erhöhen (Opportunitätskosten von Arbeitslosigkeit steigen dadurch im Zeitverlauf). Bei degressivem Verlauf könnten aber erstens Praxen der temporären Unterbrechungen von Beschäftigung befördert werden (siehe auch Diskussion zu Zuströmen in Abschnitt 3.1.4). Zweitens kann ein degressiver Verlauf bei sogenannten Arbeitsmarktsidern (bereits Beschäftigten bzw. Personen mit einer stark nachgefragten Humankapitalausstattung, die mit ggf. nur kurzer Arbeitslosigkeitsdauer rechnen können) die Verhandlungsposition bei Lohnverhandlungen verbessern, weil dies deren "fall-back" Option bei Scheitern der Lohnverhandlungen (und Arbeitslosigkeit) verbessert.⁷⁾ Dadurch erhöht sich auch der Lohndruck, was wiederum größere Arbeitslosigkeit auslösen kann (Cahuc & Lehmann, 1997, 2000; Holmlund, 2015, S. 20ff).

In den nachfolgenden Abschnitten wird die internationale empirische Evidenz zu Effekten auf die Arbeitslosigkeitsdauer, Austrittswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit (Abgänge), Eintrittswahrscheinlichkeit in Arbeitslosigkeit (Zuströme), Effektheterogenität zwischen soziodemografischen Gruppen und zu den Effekten eines degressiven Verlaufes des Arbeitslosengeldes besprochen.⁸⁾ Die betrachteten Studien evaluieren einerseits tatsächliche Politikreformen, nutzen andererseits aber auch unterschiedliche Leistungsstufen für definierte Gruppen in bestehenden Systemen, um Effekte von Nettoersatzänderungen zu identifizieren.

Die betrachteten Arbeiten wurden zwischen 1978 und 2021 veröffentlicht. 10 Studien beziehen sich auf Österreich; insgesamt 36 auf Europa und 11 auf die USA. Die wichtigsten Ergebnisse

⁷⁾ Im institutionellen Rahmen der österreichischen Kollektivvertragsverhandlungen auf Branchenebene ist ein solches Ergebnis allerdings unwahrscheinlich.

⁸⁾ Fink et al. (2021) bietet über diese Fokussierung hinaus einen umfassenden und rezenten Überblick zum internationalen und nationalen Forschungsstand zu den Effekten weiterer Ausgestaltungselemente des ALV Systems (z. B. Maximale Bezugsdauer des ALG, Vermittlungsvorschläge des AMS).

daraus werden in den folgenden Abschnitten 3.1 bis 3.3 abgehandelt. Mehr Details zu den Merkmalen der Studien finden sich in Übersicht 2 bis Übersicht 5.

Vorweg sei erwähnt, dass die Vergleichbarkeit der Studien teilweise eingeschränkt ist. Es findet sich eine große Bandbreite, sowohl hinsichtlich der Richtung der evaluierten Policy Parameter/Reformen (Ausweitung oder Kürzung von Leistungen) als auch der Größenordnungen (prozentuelle bzw. absolute Veränderung). Wie aus Übersicht 2 bis Übersicht 5 hervorgeht, gibt es darüber hinaus weitere vielfältige Unterschiede z. B. in Bezug auf den Zeitpunkt der untersuchten Politikveränderungen oder Einschränkungen bei der letztlich analysierten Stichprobe.

Die empirische Überprüfung der Wirkung von Reformen hat eine zentrale Herausforderung zu bewältigen: Ein Vergleich der Situation bzw. der interessierenden Messindikatoren vor und nach der Reform lässt sich nämlich nur dann kausal interpretieren, wenn die zu untersuchenden Änderungen Personen zufällig betroffen haben (Angrist & Pischke, 2010). Dadurch wird sichergestellt, dass es keine systematischen Unterschiede (z. B. nach dem Alter, Geschlecht, Bildung) zwischen jenen gibt, die von einer Maßnahme betroffen sind und jenen, die von einer Maßnahme nicht betroffen sind. Eine zufällige Aufteilung von Personen ist üblicherweise nur selten der Fall bzw. möglich. Um dennoch einen kausalen Zusammenhang zwischen Reformen und deren Auswirkungen messen zu können, ist es sinnvoll, auf "natürliche Experimente" zurückzugreifen. Hier werden alternative Methoden verwendet, die sich dem Ideal eines Zufallsexperiments auf andere Weise annähern. Forscherinnen und Forscher nutzen hierfür vor allem Änderungen (Erhöhungen/Senkungen) bei Transfers, die für Erwerbstätige und Arbeitslose relativ unerwartet im Rahmen von politischen Reformen erfolgen oder wo die Voraussetzungen für den Bezug von ihnen nicht beeinflusst werden können. In der nachfolgenden Darstellung der empirischen Evidenz stehen hauptsächlich Studien im Fokus, die Reformen anhand von natürlichen Experimenten analysieren.

Natürliches Experiment

Bei einem "natürlichen Experiment" werden Personen (oder andere Beobachtungseinheiten wie etwa Firmen oder Gemeinden) weitgehend zufällig in zwei oder mehrere Gruppen eingeteilt, wobei mindestens eine dieser Gruppen einer "Behandlung" unterzogen wird, die andere(n) Gruppe(n) aber nicht. Die "Behandlung" ist typischerweise eine Regeländerung, zum Beispiel die Reform eines Gesetzes. Der Vergleich der beiden Gruppen ähnelt der Auswertung eines Zufallsexperiments; somit kann der kausale Effekt dieser "Behandlung" berechnet werden (Angrist & Pischke, 2010).

3.1 Wirkung eine Änderung der Nettoersatzrate

Für die Interpretation der Größenordnung von geschätzten Effektparametern ist einerseits zentral auf welche abhängige Variable sich die Effekte beziehen (Austrittswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit, Eintrittswahrscheinlichkeit bzw. Dauer der Arbeitslosigkeit), andererseits werden in der Literatur unterschiedlich starke Veränderungen der Lohnersatzleistung, z. B. im Zuge von politischen Reformen untersucht. Die Umrechnung in Elastizitäten erlaubt es, einen Vergleich zwischen diesen Studien bzw. Politikreformen zu ziehen und einen Überblick über die

Bandbreite der beobachteten Reaktionen zu bekommen. Die Elastizität misst, um wie viel Prozent sich die Wahrscheinlichkeit bzw. Dauer von Arbeitslosigkeit verändert (sinkt oder steigt), wenn sich die Nettoersatzrate bzw. das Niveau der Transfers um 1% verändert (sinkt oder steigt).

3.1.1 Wirkung auf die Austrittswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit

Dieser Abschnitt behandelt Arbeiten, die als abhängige Variable die Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung untersuchen.

USA. B. D. Meyer (1990) zeigt, dass eine 10-prozentige Erhöhung der Leistungen mit einem prozentuellen Rückgang der Beschäftigungswahrscheinlichkeit von ca. 5% bis 9% einhergeht.

Spanien. Rebollo-Sanz und Rodríguez-Planas (2020) untersuchen den Effekt einer Senkung der Nettoersatzrate von 60% auf 50% im Jahr 2012. Dies erhöht die Wahrscheinlichkeit, im Beobachtungszeitraum von 64 Wochen nach Beginn der Arbeitslosigkeit einen Job zu finden um 41 % relativ zu vergleichbaren Arbeitslosen, die nicht von der Reform betroffen waren. Arranz Muñoz et al. (2008) untersuchen eine Reform im Jahr 1992, bei der die Lohnersatzrate von 80% auf 70% in den ersten sechs Monaten des Leistungsbezugs und von 70% auf 60% vom siebten bis zum zwölften Monat des Leistungsbezugs gesenkt wurde. Bei jenen, die von der Reform betroffen waren, zeigt sich im Beobachtungszeitraum eine um 5% höhere Wahrscheinlichkeit des Abgangs aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung gegenüber der Kontrollgruppe.

Skandinavien. Carling et al. (2001) untersuchen eine Reform in Schweden, bei der im Jahr 1996 die Nettoersatzrate von 80% auf 75% gesenkt wurde. Die Autoren identifizieren den Effekt durch einen Vergleich der Wahrscheinlichkeiten des Austritts aus Arbeitslosigkeit im Zeitfenster von 36 Wochen ab Beginn der Arbeitslosigkeit zwischen Personen, die ab dem 1.1.1996 (Versuchsgruppe) arbeitslos wurden, und Personen, die vor der Reform arbeitslos waren. Ihre Schätzungen deuten darauf hin, dass die Reform zu einem Anstieg der Austrittswahrscheinlichkeit um etwa 10 % geführt hat. Für Finnland kommen Uusitalo und Verho (2010) zu dem Ergebnis, dass eine Reform aus 2003, die die Nettoersatzrate für Arbeitslose mit langer Erwerbskarriere im Durchschnitt um 15% erhöht hat, die Wahrscheinlichkeit von Beschäftigungsaufnahmen in den ersten 36 Wochen nach Beginn der Arbeitslosigkeit um 17% verringert. Kyyrä (2021) untersucht die Auswirkungen einer Reform in Finnland, durch die das Niveau der *Arbeitslosenhilfe* (2. Netz nach Arbeitslosengeld) um 22 % erhöht wurde. Die Reform führte insgesamt zu einem 9%-igen (entspricht einer Elastizität von -0,4) Rückgang der Austrittswahrscheinlichkeit aus der Arbeitslosigkeit. Kyyrä (2021) untersucht auch, inwiefern sich die Austrittswahrscheinlichkeit zwischen drei verschiedenen Formen unterscheidet: Erwerbstätigkeit, geförderte Erwerbstätigkeit, Inaktivität. Die Schätzungen ergeben einen Rückgang der Erwerbstätigkeitswahrscheinlichkeit (ungefördert) von 14% und für geförderte Erwerbstätigkeit und Inaktivität von jeweils 7%. Røed und Zhang (2003) schätzen für Norwegen eine Elastizität der Austrittswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der Nettoersatzrate zwischen -0,95 für Männer und -0,35 für Frauen.

Österreich. Eppel et al. (2016) analysieren nicht direkt den Effekt einer Änderung der Nettoersatzrate auf die Arbeitslosigkeitsdauer, sondern verwenden einen Regressions-Diskontinuitäts-Ansatz, um den Effekt der maximalen Bezugsdauer auf die Dauer der Arbeitslosigkeit zu schätzen. Betrachtet werden Arbeitslose im Alter von 45 bis 54 Jahren, wobei jene unter 50 Jahren Anspruch auf 39 Wochen Arbeitslosengeldbezug haben und jene ab 50 Jahren Anspruch auf

52 Wochen Bezug haben. Die Gruppe der Unter-50-Jährigen wird dabei so gewählt, dass lediglich ihr Alter ausschlaggebend für die geringere maximale Bezugsdauer ist. Während alleinstehende Arbeitslose nach Auslaufen des Arbeitslosengeldes mit einem Bezug von Notstandshilfe rechnen können, deren Leistungshöhe gegenüber dem Arbeitslosengeld nur geringfügig abfällt, kommt es bei Arbeitslosen in Partnerschaft (aufgrund der Anrechnung des Partnereinkommens) zu einem relativ stärkeren Rückgang bis hin zum Wegfall der Leistungen. Während für die erste Gruppe (geringfügige Senkung) nach 41 Wochen kein signifikanter Effekt auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit festzustellen ist, weisen Frauen in Partnerschaft, die von einem relativ stärkeren Rückgang der Leistungshöhe betroffen sind, um +3,5% mehr Beschäftigung nach 41 Wochen auf.

Regressions-Diskontinuitäts-Design (regression discontinuity design)

Der Regressions-Diskontinuitäten-Ansatz ist eine Methode zur Untersuchung natürlicher Experimente. Die Idee eines Regression-Discontinuity-Design (RD-Design) ist, Diskontinuitäten in beobachtbaren Kontrollvariablen zu nutzen, die zu einer nahezu zufälligen Zuteilung in Behandlungs- oder Kontrollgruppe führen und die Identifizierung von kausalen Effekten erlauben. Eppel et al. (2016) verwenden die Diskontinuität der maximalen Leistungsbezugsdauer bei Erreichen des 50. Lebensjahres, um den Effekt einer längeren maximalen Bezugsdauer auf die Dauer der Arbeitslosigkeit zu bestimmen.

Um die Vergleichbarkeit dieser Ergebnisse zu erleichtern, beinhaltet Übersicht 2 Elastizitäten für die Abgangswahrscheinlichkeit in Beschäftigung in Abhängigkeit von Änderungen bei der Nettoersatzrate bzw. dem Niveau des Arbeitslosengelds (soweit in den publizierten Studien verfügbar bzw. daraus berechenbar). Eine Elastizität von -1 bedeutet, dass sich die Wahrscheinlichkeit von Beschäftigung (vs. Arbeitslosigkeit) im Beobachtungszeitraum um 1% erhöht (bzw. verringert), wenn sich die Nettoersatzrate bzw. das Arbeitslosengeld um 1% verringert (bzw. erhöht). Insgesamt deuten alle inkludierten Studien darauf hin, dass höhere Nettoersatzraten zu einer höheren Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit (bzw. niedrigeren Austrittswahrscheinlichkeit) führen (und vice versa).

Übersicht 2: Empirische Befunde zu monetären Transferleistungen und Abgangswahrscheinlichkeit

Autoren und Autorinnen	Land	Austrittswahrscheinlichkeit definiert als	Elastizität bzw. direkter Effekt ¹⁾	Reform oder Stellschraube	Reformjahr	Stichproben-einschränkung: Alter
Rebollo-Sanz und Rodríguez-Planas (2020)	Spanien	AL zu Beschäftigung	Senkung der Lohnersatzrate um 10%-Punkte erhöht die Vermittlungsquote innerhalb der ersten 64 Wochen der Nichtbeschäftigung um 41%	Senkung Ersatzrate	2012	25 bis 50
Arranz Muñoz et al. (2008)	Spanien	AL zu Beschäftigung	-0,8	Senkung Level	1992	18 bis 60
Carling et al. (2001)	Schweden	AL zu Beschäftigung	-1,6	Senkung Ersatzrate	1995	Bis 54
Uusitalo und Verho (2010)	Finnland	AL zu Beschäftigung	-1,13	Anhebung Ersatzrate	2003	Ab 37
Kyyrä (2021)	Finnland	Austritt aus AL allgemein; zusätzlich a) AL zu Beschäftigung, b) AL zu geförderter Beschäftigung, c) AL zu Inaktivität	-0,4 (Abgangswahrscheinlichkeit allgemein); -0,6 (Abgangswahrscheinlichkeit in Beschäftigung)	Anhebung Level	2012	25 bis 60
Røed und Zhang (2003)	Norwegen	Austritt aus AL allgemein	-0,35 (Frauen) und -0,95 (Männer)	Systemimmanente Anhebung Level	n.z.	Bis 59
B. D. Meyer (1990)	USA	Austritt aus AL allgemein	-0,56	Systemimmanente Anhebung Level	n.z.	17 bis 80 (nur Männer)
Eppel et al. (2016)	Österreich	AL zu Beschäftigung	Geringfügige Senkung: kein Effekt nach 41 Wochen; Stärkere Senkung (Frauen in Partnerschaft): +3,5% nach 41 Wochen	Systemimmanente Senkung Ersatzrate	n.z.	45 bis 54

Q: WIFO-Darstellung. ¹⁾ Falls Elastizität nicht berechenbar ist, wird direkter Effekt angeführt. n.z.: nicht zutreffend.

3.1.2 Wirkung auf die Dauer von Arbeitslosigkeit

Die geschätzten Elastizitäten der Dauer der Arbeitslosigkeit in Bezug auf die Höhe der Leistungen liegen in früheren Arbeiten für die USA zwischen 0,1 bis 1,0 (Atkinson & Micklewright, 1991). Ca. 10 Jahre später findet sich in einem aktualisierten Literaturüberblick von Krueger und Meyer (2002) eine Bandbreite von 0,3 bis 0,8 für die USA.

Für diese Studien wurden meistens Querschnittsdaten analysiert. Der Effekt der Nettoersatzrate auf die Arbeitslosigkeitsdauer kann dadurch aber verzerrt sein, etwa weil die Höhe des Arbeitslosengelds vom vorherigen Lohneinkommen abhängt und dieses Lohneinkommen wiederum gleichzeitig auch ein Prädiktor für die Arbeitslosigkeitsdauer oder Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit sein kann (in dem z. B. Produktivität, Bildung, Branche miteinfließen).

Im Folgenden werden deshalb Arbeiten der "dritten" Generationen besprochen, die erstens auch vermehrt europäische Länder in den Blick nehmen und zweitens entweder tatsächliche Politikreformen analysieren oder neuere Methoden verwenden, mit denen Änderungen bei der Nettoersatzrate simuliert werden können.

Der Fokus liegt auf Elastizitäten. Einige wenige Studien weisen jedoch keine Elastizitäten aus oder stellen in den publizierten Daten nicht alle Informationen zur Verfügung, um Elastizitäten nachträglich zu berechnen. In diesen Fällen werden Ergebnisse in der Form von absoluten oder relativen Veränderungen bei der Arbeitslosigkeitsdauer präsentiert. Details finden sich in Übersicht 3. Es werden hier nur die wesentlichsten Ergebnisse der Studien zusammengefasst. Ganz allgemein kommen alle Arbeiten zu dem Schluss, dass der Zusammenhang zwischen der Höhe der Nettoersatzrate und der Arbeitslosigkeitsdauer positiv ist. Dementsprechend führt eine Erhöhung der Nettoersatzrate zu einer Verlängerung der Arbeitslosigkeit und vice versa.

Studien für die USA (siehe Übersicht 3), die im Zeitraum zwischen 2007 und 2021 veröffentlicht wurden, finden Elastizitäten der Arbeitslosigkeitsdauer in Abhängigkeit von der Nettoersatzrate zwischen 0,3 und 1,15.

Für Europa ergeben sich tendenzielle höhere Elastizitäten. Allerdings ist die Bandbreite der Schätzer groß und liegt in den hier betrachteten Studien zwischen 0,15 und 1,9 (siehe Übersicht 3).

Für Österreich berechnen Lalive et al. (2006) für eine partielle Anhebung des Grundbetrages der Bruttoersatzrate von 41% auf 47% für vorherige Monatslöhne im Bereich 5.000 ATS bis 10.000 ATS im Jahr 1989 eine vergleichsweise geringe Elastizität von 0,15. Diese Reform hatte demnach nur geringe Auswirkungen in Richtung einer längeren Arbeitslosigkeitsdauer. Card, Lee, et al. (2015) nutzen ein "Regression Kink Design" (RK), um den Einfluss der Leistungshöhe auf die Arbeitslosigkeitsdauer zu analysieren. Diese Methode beruht auf dem in Österreich durch die geringfügigkeitsgrenze in der Sozialversicherung faktisch gegebenen Mindestarbeitslosengeld sowie dem Höchstarbeitslosengeld und der Berücksichtigung von Ergänzungsbeiträgen bei niedrigen Leistungshöhen sowie Familienzuschlägen. Dadurch kommt es zu Knicken in der Relation zwischen Lohneinkommen und Höhe des Arbeitslosengeldes, die für eine Kausalanalyse genutzt werden können. Card, Lee, et al. (2015) schätzen für die Elastizität der Arbeitslosigkeitsdauer in Abhängigkeit vom Arbeitslosengeld eine Bandbreite zwischen 1,4 und 1,9. Detailliertere Analysen in Card, Lee, et al. (2015) zeigen für Arbeitslose mit einem ehemaligen

Erwerbseinkommen unterhalb des 50. Perzentils ("bottom kink sample") eine Elastizität von 1,37 und bei ehemaligen Erwerbseinkommen oberhalb des 50. Perzentils ("top kink sample") eine Elastizität von 2,04.

Regressions-Knick-Design (regression kink design)

Das regression kink design ist mit dem Regressions-Diskontinuitäts-Design verwandt. Allerdings werden hier nicht Sprünge in der Wahrscheinlichkeit, an einem bestimmten Schwellenwert von einer Maßnahme betroffen zu sein genutzt, sondern eine Änderung der Steigung bei der Wahrscheinlichkeit an einem Knickpunkt eine Maßnahme/Leistung zu erhalten. Solche Knickpunkte finden sich etwa bei Transferleistungen, die ab einem bestimmten Schwellenwert gedeckelt sind. Das regression kink design nutzt diese Knicke, um einen kausalen Effekt zu identifizieren.

Arbeitslosenversicherungssysteme unterscheiden sich auch danach, ob bzw. in welchem Ausmaß sich die Höhe der Auszahlungen im Zeitverlauf ändert. Der Verlauf kann konstant, degressiv oder auch progressiv sein. Eine gewisse Degression ergibt sich in vielen Ländern allein dadurch, dass nach Auslaufen des Arbeitslosengeldes meistens ein weiteres Sicherungssystem mit geringeren Ersatzraten folgt (in Österreich z. B. die Notstandshilfe nach dem Arbeitslosengeld). Eine Degression kann jedoch auch schon für das Arbeitslosengeld vorgesehen sein. Empirische Studien zum Effekt eines degressiven Arbeitslosengeldes auf die Arbeitslosigkeitsdauer sind nur vereinzelt vorhanden. Für Ungarn und Schweden liegen Ergebnisse vor.

In Ungarn war bis zum 1.11.2005 die Nettoersatzrate für Arbeitslose während der ersten 270 Tage der Arbeitslosigkeit konstant. Ab Tag 271 löste ein zweites Sicherungssystem mit einer etwas niedrigeren Ersatzrate das Arbeitslosengeld ab, bevor ab dem 360. Tag eine einkommensabhängige Sozialhilfe bezogen werden konnte. Nach dem 1.11.2005 wurde für die ersten 270 Tage Arbeitslosengeldbezug eine Degressionsstufe eingeführt. Diese Reform erhöhte die Zahlungen um 50% während der ersten 90 Tage und verringerte sie für den Zeitraum ab Tag 91 bis Tag 270 um ca. 25% (Lindner & Reizer, 2020). Alle anderen Merkmale des Systems blieben unverändert. Ein wichtiges Merkmal der ungarischen Reform ist, dass die Gesamtleistungen, die bis zum Tag 270 ausgezahlt werden, in etwa gleichbleiben. Lindner und Reizer (2020) evaluieren diese Reform und schätzen, dass dadurch die Arbeitslosigkeitsdauer um durchschnittlich 2 Wochen verringert wurde.

Übersicht 3: Empirische Befunde zu monetären Transferleistungen und Arbeitslosigkeitsdauer

Autoren und Autorinnen	Land	Elastizität bzw. Effekt ¹⁾	Reform bzw. Stellschraube	Reformjahr	Stichprobeneinschränkung: Alter
B. Meyer und Mok (2007)	USA	0,3	Anhebung Level	1989 & 1990	Ab 25
Card, Johnston, et al. (2015)	USA	0,35 (2003-2007), 0,65 bis 0,9 (2008-2013)	Systemimmanente Anhebung Level	n.z.	Keine erwähnt
Landais (2015)	USA	0,32	Systemimmanente Anhebung Level	n.z.	Keine erwähnt
Kroft und Notowidigdo (2016)	USA	0,63	Systemimmanente Anhebung Level	n.z.	25 bis 54
Lee et al. (2021)	USA	1,15	Systemimmanente Anhebung Level	n.z.	Keine erwähnt
Doris et al. (2020)	Irland	0,83 bis 1,08	Anhebung Level	2009	18 bis 19
Eugster (2015)	Schweiz	1,15	Anhebung Ersatzrate	2003	25 bis 50
Kolsrud et al. (2018)	Schweden	0,71	Systemimmanente Anhebung Level	2001 & 2002	Ab 18
Kyyrä und Pesola (2020)	Finnland	Insignifikant	Systemimmanente Anhebung	n.z.	Bis 54
Uusitalo und Verho (2010)	Finnland	0,79	Anhebung Ersatzrate	2003	Ab 37
Lalive et al. (2006)	Österreich	0,15	Anhebung Ersatzrate	1989	35 bis 54
Card, Lee, et al. (2015)	Österreich	1,4 bis 1,9	Systemimmanente Anhebung Level	n.z.	Bis 51
Lindner und Reizer (2020)	Ungarn	Verkürzt Arbeitslosigkeitsdauer	Umstellung auf Degressionsmodell (Level)	2005	25 bis 49
Garcia und Hansch (2020)	Spanien	0,8 bis 0,9	Senkung Ersatzrate	2012	25 bis 52
Rebollo-Sanz und Rodríguez-Planas (2020)	Spanien	0,86	Senkung Ersatzrate	2012	25 bis 50

Q: WIFO-Darstellung. 1) Falls Elastizität nicht berechenbar. n.z.: nicht zutreffend

Kolsrud et al. (2018) nutzen "Knicke" bei der Nettoersatzrate im schwedischen System, um Effekte auf die Dauer von Arbeitslosigkeit zu identifizieren. In ihrer Untersuchung stützen sie sich auf Reformen der schwedischen Arbeitslosenversicherung: Bis 2001 betrug das Arbeitslosengeld für Arbeitslose einheitlich 80% des letzten Einkommens, gedeckelt mit einem Höchstbetrag. 2001 wurde ein degressiver Verlauf der Deckelungsbeträge und damit des Arbeitslosengeldbezugs implementiert. Dabei wurde der Deckelungsbetrag für die ersten 20 Wochen Arbeitslosigkeit um 17% erhöht. 2002 wurde der Deckelungsbetrag zum einen für die ersten 20 Wochen der Arbeitslosigkeit um weitere 7%, und zum anderen für die Zeit nach den ersten 20 Wochen um 17% angehoben. Kolsrud et al. (2018) zeigen für diese Umgestaltung des schwedischen Arbeitslosengeldsystems am Beginn der Arbeitslosigkeit eine höhere Reagibilität der Arbeitslosigkeitsdauer auf die Höhe des Arbeitslosengeldes. D. h. Personen, die erst seit Kurzem ihren Job verloren haben, bleiben etwas länger in Arbeitslosigkeit, wenn die Unterstützung höher ist. Bei Langzeitarbeitslosen wirkt sich die Höhe des Arbeitslosengeldbezugs hingegen deutlich weniger auf die weitere Arbeitslosigkeitsdauer aus. Kolsrud et al. (2018) schließen, dass der konsumstabilisierende Effekt von Arbeitslosenleistungen mit fortdauernder Arbeitslosigkeit ansteigt,

während die durch moral hazard verursachten Kosten mit fortdauernder Arbeitslosigkeit abnehmen

3.1.3 Effektheterogenität

Vereinzelt werden auch Effekte für Subgruppen genauer untersucht, am häufigsten nach dem Geschlecht und Alter. In Bezug auf das Geschlecht zeigen Studien von Arranz Muñoz et al. (2008), Garcia und Hansch (2020) sowie Rebollo-Sanz und Rodríguez-Planas (2020) für Spanien, dass der Effekt von Änderungen bei der Nettoersatzrate auf die Arbeitslosigkeitsdauer bzw. -wahrscheinlichkeit bei Männern tendenziell stärker ist als bei Frauen. Doris et al. (2020) findet im Vergleich von männlichen und weiblichen 18-Jährigen in Irland nur sehr geringe Unterschiede mit etwas stärkerem Effekt bei Frauen. Die Forschungen für alle anderen untersuchten Länder (USA, Norwegen, Schweiz) weisen hingegen entweder für Frauen einen stärkeren Effekt aus (Übersicht 4) oder ergeben keine signifikanten bzw. sehr kleine geschlechtsspezifische Unterschiede (Schweden, Finnland).

Bezüglich Alter lässt sich generell festhalten, dass ältere Arbeitslose stärker auf Änderungen der Nettoersatzrate reagieren. Allerdings sind die Altersgruppen in den Publikationen unterschiedlich definiert, was die Vergleichbarkeit einschränkt (siehe Übersicht 4). Zudem finden Garcia und Hansch (2020) für Spanien den umgekehrten Effekt (höhere Elastizität bei Personen unter dem medianen Alter von 36 in ihrer Analytestichprobe im Vgl. zu Person ab 36 Jahren).

Relativ konsistente Ergebnisse zeigen sich für die Höhe des Einkommens (Übersicht 4). Zwar werden die Einkommensgruppen in den Studien ebenfalls unterschiedlich definiert, dennoch ist der Befund eindeutig: Personen mit höheren Löhnen vor der Arbeitslosigkeit reagieren stärker auf Änderungen bei der Nettoersatzrate als Personen mit niedrigem Einkommen. Dazu passend kommen Garcia und Hansch (2020) für Spanien zum Ergebnis, dass die Effekte bei Personen mit hoher und mittlerer Bildung im Vergleich zu Personen mit niedriger Bildung stärker ausfallen.

Zwei Studien für Spanien prüfen, wie sich die Anwesenheit von Kindern im Haushalt auswirkt. Die Ergebnisse sind jedoch nicht eindeutig. Während Rebollo-Sanz und Rodríguez-Planas (2020) für die untersuchte Politikreform bei Personen mit Kindern einen fast 4,5-mal höheren Effekt (auf die Vermittlungsquote) im Vergleich zu Personen ohne Kinder schätzen, finden Garcia und Hansch (2020), dass umgekehrt der Effekt der untersuchten Reform auf die Wahrscheinlichkeit nach 180 Tagen Arbeitslosigkeit erwerbstätig zu sein, bei Personen ohne Kinder im Haushalt um den Faktor von ca. 1,4 höher ist.

Zwei weitere Studien legen darüber hinaus ihr Augenmerk auf Unterschiede bei den Effekten von Änderungen der Nettoersatzrate differenziert nach makroökonomischem Kontext. Für Ungarn zeigt sich, dass Arbeitslose in Regionen mit niedriger Arbeitslosigkeit stärker reagieren (Lindner & Reizer, 2020), während in den USA der Zusammenhang umgekehrt zu sein scheint. Dort finden Card, Johnston, et al. (2015), dass die Elastizität der Arbeitslosigkeitsdauer in Bezug auf den wöchentlichen Leistungsbetrag in der Zeit vor der Rezession (2003-2007) bei etwa 0,35 liegt, während sie sich im Zeitraum der Rezession und kurz danach (2008-2013) auf einen Wertebereich von 0,65 bis 0,9 beläuft.

Übersicht 4: Empirische Befunde zu monetären Transferleistungen und Arbeitslosigkeit - Gruppeneffekte

Autoren und Autorinnen	Land	Abhängige Variable	Analysierte Gruppen	Effekte ¹⁾
Rebollo-Sanz und Rodríguez-Planas (2020)	Spanien	Austrittswahrscheinlichkeit AL	Geschlecht, Alter, Kinder	- Männer: Effekt um Faktor 2,6 stärker - Altersgruppe >30 reagiert deutlich stärker als Altersgruppe <=30 - Mind. 1 Kind vs. kein Kind: Effekt um Faktor 4,5 größer
Arranz Muñoz et al. (2008)	Spanien	Austrittswahrscheinlichkeit AL	Geschlecht, Alter	- Frauen: insignifikanter Effekt - Altersgruppe 51-59 reagiert doppelt bis 3x mal so stark wie Altersgruppen unter 36
Garcia und Hansch (2020)	Spanien	Austrittswahrscheinlichkeit AL	Geschlecht, Alter, Einkommen, Kinder, Bildung	- Männer: Effekt um Faktor 5 stärker - Junge (Alter<36) knapp doppelt so stark als Ältere - stärkere Reaktion (Faktor 1,4) wenn keine Kinder im Haushalt sind vs. mind. 1 Kind im Haushalt - Effekt bei hoher Bildung ca. doppelt so stark wie bei niedriger Bildung (primary education, secondary school diploma ESO)
Carling et al. (2001)	Schweden	Austrittswahrscheinlichkeit AL	Geschlecht	Kein signifikanter Unterschied zwischen Männern und Frauen
Uusitalo und Verho (2010)	Finnland	Austrittswahrscheinlichkeit AL	Geschlecht, Alter, Einkommen	- Geschlecht: nur sehr geringe Unterschiede - Alter >=45: kaum Unterschied zum Gesamteffekt - Einkommen: größere Auswirkungen für Arbeitslose mit höherem vorherigem Einkommen im Vgl. zu mittleren und niedrigen vorherigen Einkommen
Røed und Zhang (2003)	Norwegen	Austrittswahrscheinlichkeit AL	Geschlecht	Frauen: Effekt um Faktor 2,7 stärker
Doris et al. (2020)	Irland	Arbeitslosigkeitsdauer	Geschlecht	Männer: Effekt um Faktor 1,2 stärker
B. Meyer und Mok (2007)	USA	Arbeitslosigkeitsdauer	Geschlecht, Alter	- Frauen: Effekt um Faktor 2 bis 5 stärker - Ältere (>=40) reagieren stärker als Jüngere
Card, Johnston, et al. (2015)	USA	Arbeitslosigkeitsdauer	Konjunktur	Elastizität der Arbeitslosigkeitsdauer vor Rezession (2003-2007) 0,35 kleiner als während Rezession (2008-2013), 0.65 bis 0.9
Eugster (2015)	Schweiz	Arbeitslosigkeitsdauer	Geschlecht	Geringerer Effekt bei Männern
Lalive et al. (2006)	Österreich	Arbeitslosigkeitsdauer	Alter	Schwächerer Effekt (0,13) für Junge (<40) im Vgl. zu Gesamteffekt (0,15)
Lindner und Reizer (2020)	Ungarn	Arbeitslosigkeitsdauer	Alter, Einkommen, regionale AL	- Ältere (40 bis 55) reagieren stärker als jüngere (25-40) um Faktor 1,4 - Stärkerer Effekt bei hohen Einkommen - Stärkerer Effekt in Regionen mit niedriger AL Quote (<Median) um Faktor 1,2

Q: WIFO-Darstellung. AL: Arbeitslosigkeit. ¹⁾ falls verfügbar oder aus den publizierten Informationen ableitbar.

3.1.4 Effekt auf Zuströme

Eine andere Frage ist, inwiefern Änderungen bei der Nettoersatzrate die Zuströme in die Arbeitslosigkeit beeinflussen.¹⁾ Zugänge können das Resultat aus arbeitgeberseitigen, arbeitnehmerseitigen und einvernehmlichen Auflösungen von Arbeitsverhältnissen oder aus Übertritten von Erwerbsinaktivität in Arbeitslosigkeit sein. Das grundlegende theoretische Argument ist zum einen, dass bei großzügigeren Arbeitslosenleistungen seitens der Unternehmen ein größerer Anreiz besteht, vorübergehend zu kündigen, um Arbeitskosten aufgrund eines (z. B. saisonalen) Nachfrageschocks zu sparen (Feldstein, 1976; Zweimüller, 2018). Andererseits kann seitens der Beschäftigten eine höhere Kündigungsbereitschaft bei großzügigeren Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung ein Grund für einen höheren Zustrom sein (moral hazard; Karni (1999)). Die relative Bedeutung dieser beiden Erklärungen ist empirisch nicht geklärt (Zweimüller, 2018). Darüber hinaus könnten großzügigere Arbeitslosenleistungen auch den Übertritt von Erwerbsinaktivität (ohne aktive Arbeitssuche) in die Arbeitslosigkeit wahrscheinlicher machen (Tatsiramos & van Ours, 2014), wenngleich auch hier ein eindeutiger empirischer Befund fehlt. In der nachfolgenden Diskussion der empirischen Literatur wird deshalb bei den Zuströmen im Allgemeinen nicht zwischen diesen Gruppen differenziert.

Insgesamt ist die Zahl der empirischen Forschungsarbeiten zu Effekten dreier zentraler Parameter der Arbeitslosenversicherung (erstmalige Anspruchsberechtigung, maximale Bezugsdauer, Nettoersatzrate) auf Zuströme deutlich geringer als zu den Effekten auf Abgänge aus Arbeitslosigkeit. Die Ergebnisse deuten in Summe darauf hin, dass sowohl das Erreichen der erstmaligen Anspruchsberechtigung, die Höhe des Arbeitslosengeldes als auch die maximale Dauer der Leistungen einen signifikant positiven Effekt auf den Zustrom in die Arbeitslosigkeit haben (Übersicht 5).

¹⁾ Je nach Analysedesign kann dies auch die Schätzung von Effekten auf die durchschnittliche Dauer von Arbeitslosigkeit beeinflussen: wenn in der Treatmentgruppe (Personen, die von der Reform betroffen sind) auch Personen mit-analysiert werden, die zum Zeitpunkt der Reform noch nicht arbeitslos waren, im Analysezeitraum arbeitslos werden und damit die durchschnittliche Arbeitslosigkeitsdauer aller arbeitslosen Personen in der Treatmentgruppe beeinflussen.

Übersicht 5: Empirische Befunde zu monetären Transferleistungen und Zustrom in Arbeitslosigkeit

Autoren und Autorinnen	Land	Abhängige Variable	Elastizität bzw. Effekt ¹⁾	Reform bzw. Stellschraube	Reformjahr	Stichproben-einschränkung: Alter
Khoury (2021)	Frankreich	Arbeitslosigkeitsdauer bei neu eingetretenen Arbeitslosen	0,014	Anhebung Ersatzrate	2005	Keine Einschränkung erwähnt
Anderson und Meyer (1997)	USA	Wahrscheinlichkeit der ALG Inanspruchnahme	0,33 bis 0,60	Systemimmanente Anhebung Level	n.z.	Keine Einschränkung erwähnt
Topel (1983)	USA	Wahrscheinlichkeit der ALG Inanspruchnahme	1,02	Systemimmanente Änderung Level	n.z.	Keine Einschränkung erwähnt
Feldstein (1978)	USA	Wahrscheinlichkeit der ALG Inanspruchnahme	0,625	Systemimmanente Anhebung Ersatzrate	n.z.	25 bis 55
McCall (1995)	USA	Wahrscheinlichkeit der ALG Inanspruchnahme	0,35 (white-collar workers); 0,26 (blue-collar workers)	Systemimmanente Anhebung Ersatzrate	n.z.	20 bis 61
Christofides und McKenna (1996)	Kanada	Dauer von Erwerbsverläufen	Signifikante Anzahl von Arbeitsverhältnissen wird beendet, wenn sie die Dauer erreicht haben, die einen ALG-Anspruch ermöglichen würde.	Anspruchsberechtigung erreicht	n.z.	Keine Einschränkung erwähnt
Albanese et al. (2020)	Italien	Kündigungswahrscheinlichkeit	Kündigungswahrscheinlichkeit steigt bei Anspruchsberechtigung um 12%	Anspruchsberechtigung erreicht	n.z.	Bis 60
Arranz und García-Serrano (2020)	Spanien	Anzahl der neu hinzugekommenen Arbeitslosen	Anzahl steigt signifikant nach angehobenem Anspruchsalter für eine Überbrückungspension	Anspruchsberechtigung verändert (52 auf 55 Jahr)	2012	46-59
Jurajda (1998)	USA	Kündigungswahrscheinlichkeit	Erreichen der Anspruchsberechtigung erhöht die Kündigungswahrscheinlichkeit signifikant	Anspruchsberechtigung erreicht	n.z.	Keine Einschränkung erwähnt
Jäger et al. (2019)	Österreich	Kündigungswahrscheinlichkeit	+10,9 Prozentpunkte höhere Kündigungsrate in der Treatmentgruppe während der Jahre in denen das Programm in Kraft war (1988 bis 1993)	Anspruchsdauer erhöht	1988	Männer geboren zwischen 1933 und 1948
Nekoei und Weber (2020)	Österreich	Recall Wahrscheinlichkeit	Recall Arbeitslosigkeit ist für jene, die Anspruch auf zusätzliche 19 Wochen ALG haben um durchschnittlich 2,4 Prozentpunkte höher	Systemimmanente Anhebung Anspruchsdauer	n.z.	30 bis 50
Lalive et al. (2011)	Österreich	Übertrittsquote von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit	Erhöhung der max. AL Bezugsdauer von 30 auf 52 (bzw. 39-90) Wochen erhöht die Übertrittsquote von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit pro Quartal um 0.2 (0.1) Prozentpunkte.	Anspruchsdauer erhöht für bestimmte Altersgruppen	1989	35 bis 54

Autoren und Autorinnen	Land	Abhängige Variable	Elastizität bzw. Effekt ¹⁾	Reform bzw. Stellschraube	Reformjahr	Stichprobeneinschränkung: Alter
Lalive und Zweimüller (2002)	Österreich	Übertrittsquote von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit	Übertrittsquote von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit ist in der Gruppe der Anspruchsberechtigten doppelt so hoch wie in der Gruppe der Nichtanspruchsberechtigten	Anspruchsdauer erhöht für bestimmte Altersgruppen	1988 bis 1993	Männer zwischen 40 und 59
Winter-Ebmer (2003)	Österreich	Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu werden	Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu werden in Treatmentgruppe um 4 bis 11 Prozentpunkte höher als in Kontrollgruppe	Anspruchsdauer erhöht für bestimmte Altersgruppen	1988 bis 1993	Bis 65
Dlugosz et al. (2013)	Deutschland	Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu werden	Senkung der Anspruchsdauer verringert Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu werden	Anspruchsdauer gesenkt	2006	41 bis 64
Grogger und Wunsch (2012)	Deutschland	Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu werden	Die Reform beinhaltete eine Verkürzung der maximalen Bezugsdauer. Kurz vor Inkrafttreten der Reform stieg Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit bei älteren Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern sprunghaft an, um danach wieder zu sinken.	Anspruchsdauer gesenkt	2006	41 bis 64
Tuit und van Ours (2010)	Niederlande	Anzahl der Übertritte von Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit	Eine lange maximal ALG Bezugsdauer ab dem 57. Lebensjahr bot Anreize für ältere ArbeitnehmerInnen, sich nach ab diesem Alter arbeitslos zu melden und bis zum gesetzlichen Pensionsantrittsalter (65) ALG zu beziehen. Dies ist in der Analyse durch Zustromspitzen in den Monaten vor und nach dem 57. Lebensjahr zu beobachten. Nachdem der Anreiz zu diesem 'Vorruhestand' im August 2003 abgeschafft wurde, verschwand die altersspezifische Zustromspitze allmählich.	Anspruchsdauer gesenkt für Arbeitslose ab Alter von 57,5	2003	Nur Männer, 55 bis 59

Q: WIFO-Darstellung. ¹⁾ Falls Elastizität nicht berechenbar. n.z.: nicht zutreffend. AL: Arbeitslosigkeit. ALG: Arbeitslosengeld

Frühe Studien zum Effekt bei Änderungen des Arbeitslosengeldes wurden in den späten 1970er, sowie in den 1980er und 1990er Jahren für die USA durchgeführt. Die geschätzten Elastizitäten für die Wahrscheinlichkeit, in die Arbeitslosigkeit einzutreten, rangieren zwischen 0,33 und 1,02.

Die Thematik wurde in der Literatur erst in jüngerer Vergangenheit wieder aufgegriffen, wobei der Schwerpunkt auf dem Effekt von Änderungen bei der maximalen Bezugsdauer liegt.

Studien für Deutschland (Dlugosz et al., 2013; Grogger & Wunsch, 2012) sowie die Niederlande (Tuit & van Ours, 2010) zeigen, dass bei Verkürzungen der maximalen Bezugsdauer der Zustrom in Arbeitslosigkeit geringer wird. Zum selben Ergebnis kommen Arbeiten zum Effekt der Ausweitung der maximalen Bezugsdauer für Österreich. Hervorzuheben ist die Arbeit von Nekoei und Weber (2020), da hier erstmals die Gruppe der recalls – also Personen, denen vor der Kündigung eine Wiedereinstellungsmöglichkeit zu einem bestimmten Zeitpunkt in Aussicht gestellt wird - im Mittelpunkt der Betrachtung steht. Im Unterschied zu den übrigen Studien für Österreich evaluieren Nekoei und Weber (2020) keine konkrete Politikreform, sondern nutzen zur Identifikation eines kausalen Effektes eine Diskontinuität in der Arbeitslosenunterstützung in Österreich, bei der der Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung im Alter von 40 Jahren von 20 auf 39 Wochen steigt. Im Mittelpunkt steht die Gruppe der Arbeitslosen mit weniger als drei Jahren Berufserfahrung in den letzten fünf Jahren, aber mit mehr als sechs Jahren in den letzten zehn Jahren. Für diese Gruppe erhöht sich die Anspruchsdauer von 20 auf 39 Wochen bei Arbeitnehmer*innen unter und über 40 Jahren. Nekoei und Weber (2020) stellen fest, dass die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit von "Recall-Arbeitslosigkeit" (Arbeitslose mit Wiedereinstellungsversprechen durch den vorherigen Arbeitgeber) für jene, die Anspruch auf die zusätzlichen 19 Wochen der Arbeitslosenunterstützung haben, um durchschnittlich 2,4 Prozentpunkte höher ist. Laut Nekoei und Weber (2020) deutet dies auch darauf hin, dass in Sektoren, in denen temporäre Kündigungen stärker genutzt werden, um Nachfrageschwankungen zu kompensieren, eher Beschäftigte entlassen werden, die eine längere Anspruchsdauer auf Arbeitslosengeld haben.

Khoury (2021) analysiert ein französisches Arbeitslosenprogramm für entlassene Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer (CSP), welches im Jahr 2005 zusätzlich zu den bestehenden Arbeitslosenleistungen eingeführt wurde. Anspruch auf diese spezifische Leistung in Höhe von 80 % ihres früheren Bruttoverdienstes haben entlassene Arbeitnehmer mit mindestens einem Jahr Betriebszugehörigkeit. Diejenigen, die unter dieser Schwelle liegen, erhalten nur die Standardleistung von 57,4 % bis 75 % des früheren Bruttoverdienstes. 2011 wurde die Schwelle im Zuge einer Reform von zwei Jahren auf ein Jahr herabgesetzt. Khoury (2021) beobachtet in den analysierten Daten eine signifikante Häufung von Entlassungen direkt nach der einjährigen Betriebszugehörigkeit die kausal auf die Einführung des CSP zurückzuführen ist. Die Autorin schätzt die Elastizität der Beschäftigungsdauer in Abhängigkeit von der Leistungshöhe auf 0,014¹⁰), was bedeutet, dass 10 % der Entlassungen in einem 8-Wochen-Fenster vor dem Schwellenwert aufgeschoben werden.

¹⁰) Elastizität ist aufgrund des komplexeren Schätzmodells allerdings nicht direkt mit den Elastizitäten aus den US-amerikanischen Studien vergleichbar.

3.2 Effekt der Zuverdienstmöglichkeit

In Österreich besteht während des Bezugs von Arbeitslosengeld oder Notstandshilfe die Möglichkeit, ein Erwerbseinkommen bis zur Geringfügigkeitsgrenze (2022: 485,85 € brutto monatlich) ohne eine Verminderung der jeweiligen Leistung zu beziehen. Bei Einkommen, die die Geringfügigkeitsgrenze überschreiten (und, wenn eine Beschäftigung für mehr als vier Wochen vereinbart wird), ist kein Anspruch auf Lohnersatzleistungen mehr gegeben.

Ein ökonomischer Nutzen von Teil(zeit)arbeitslosengeld für Arbeitssuchende, die eine reguläre nachhaltige Vollzeitbeschäftigung suchen, ergibt sich durch den Anreiz, auch nicht-reguläre Beschäftigungsverhältnisse wie Teilzeitarbeit oder zeitlich befristete Arbeitsplätze anzunehmen (Cahuc, 2018, S. 18).

Gemäß der "Sprungbrett-Hypothese" ("stepping stone hypothesis") erhöht die Kombination aus Arbeitslosengeldbezug und (geringfügiger) Teilzeitbeschäftigung die Chance auf eine Vollzeitstelle, weil die Arbeitssuchenden erstens im Rahmen der Erwerbstätigkeit ihre beruflichen Fähigkeiten anwenden können, wodurch ihr Humankapital nicht an Wert verliert. Zweitens entsteht ein Netzwerkeffekt durch Arbeitskolleginnen und -kollegen sowie Arbeitgeberinnen und -geber, die z. B. Hinweise auf reguläre offene Stellen geben können, drittens kann die mit Arbeitslosigkeit verbundene Stigmatisierung abgemildert werden (Filomena & Picchio, 2021) und viertens können insbesondere kreditbeschränkte Personen mit geringen Ressourcen (z. B. Junge) dabei finanzielle Ressourcen aufbringen, die eine längere Jobsuche ermöglichen, um einen besseren Job zu finden (Browning et al., 2007).

Demgegenüber kann (geringfügiger) Zuverdienst auch aus mehreren Gründen zu Lock-in-Effekten führen. (Teilzeit-)Arbeitssuchende haben geringere zeitliche Ressourcen für die Suche nach einer Vollzeitstelle zur Verfügung. Bei jenen, die Teilzeitarbeit präferieren, besteht die Gefahr, dass sie ihre Suchintensität nach einer Vollzeitstelle reduzieren, insbesondere wenn das kombinierte Einkommen aus Teilzeitarbeitslosengeld und Teilzeitarbeit nahe beim Einkommensniveau einer Vollzeitstelle liegt. Wenn die Zuverdienstmöglichkeit bei Überschreiten der Geringfügigkeitsgrenze vollständig entfällt (voller Verlust des Arbeitslosengeldes), sind die Anreize eines schrittweisen Ausbaus von Arbeitsstunden zudem geringer. Durch Zuverdienstoptionen wird Teilzeitarbeit subventioniert. Dadurch können von den (Teilzeit-)Arbeitssuchenden geringere Löhne akzeptiert werden. Aus der Sicht des Unternehmens können diese Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer aufgrund des geringeren Arbeitszeitausmaßes zeitlich flexibler eingesetzt werden. Dadurch entsteht für Unternehmen ein Anreiz, Teil(zeit)arbeitslose an Teilzeitarbeitsplätze zu binden und diesen keinen regulären Vollzeitarbeitsplatz anzubieten. Zum Lock-in-Effekt beitragen kann auch, dass Firmen bei Teilzeitbeschäftigten weniger Anreize haben, in deren Humankapital zu investieren, insbesondere bei befristeten Teilzeitbeschäftigten (Cahuc, 2018; Filomena & Picchio, 2021; Kyyrä, 2010).

Empirische Studien, die eine ex-post Evaluation solch einer Politikreform anstreben, bräuchten zur eindeutigen Identifikation kausaler Effekte idealerweise ein Forschungsdesign, bei dem der Wegfall der Zuverdienstgrenze nach dem Zufallsprinzip nur für einen Teil der Arbeitslosen relevant ist (Treatmentgruppe) und für andere zufällig ausgewählte Arbeitslose nicht (Kontrollgruppe). Andernfalls besteht bei einem einfachen Vergleich von zwischen Vollzeit- und Teilzeitarbeitslosen ein Potential für Selektionsprobleme, d. h., dass nicht beobachtete Unterschiede

zwischen Vollzeit- und Teilzeitarbeitslosen die sehr wahrscheinlich mit individuellen Zugangsoptionen zu einem regulären Arbeitsplatz korrelieren, den Effekt der Zuverdienstmöglichkeit auf Beschäftigungsergebnisse verzerren.

Da bislang keine Studie vorliegt, die solch ein Forschungsdesign konkret für den Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit anwendet, werden nachfolgende Forschungsarbeiten besprochen, die alternative (second best) Ansätze wählen. Meist handelt es sich dabei um ein Matching-Verfahren bei dem jeder arbeitslosen Person, die teilzeitbeschäftigt ist, ein oder mehrere "Zwilling(e)" aus der Kontrollgruppe (arbeitslose Personen, die nicht teilzeitbeschäftigt sind) zugeordnet werden, die auf Basis ihrer beobachtbaren Eigenschaften (z. B. Alter, Geschlecht, Bildung) dieselbe Wahrscheinlichkeit haben, teilzeitbeschäftigt zu sein. Ein Vergleich der interessierenden durchschnittlichen Arbeitsmarktergebnisse zwischen diesen Gruppen ist ein Schätzer für die Auswirkungen von Teilzeitbeschäftigung bei Arbeitslosigkeit.

Konkret behandelt die empirische Literatur hauptsächlich die Frage, welche Effekte Teil(zeit)arbeitslosengeld auf Übertritte in nicht-reguläre und reguläre Beschäftigung sowie auf die Dauer von Arbeitslosigkeit hat.

Da einzelne einschlägige Studien bereits in Fink et al. (2021, Kapitel 2.2.4 und Kapitel 5.6.) besprochen werden, liegt der Fokus hier auf Arbeiten für West- und Mitteleuropa, die Teilzeitbeschäftigung bei Arbeitslosigkeit untersuchen, sowie auf einer Meta-Analyse, in der Ergebnisse aus 64 Studien hinsichtlich Stepping-Stone- und Lock-In-Effekt verglichen werden.

Deutschland. Freier und Steiner (2007) finden in einem dreijährigen Beobachtungsfenster, dass Arbeitslose mit Teilzeitbeschäftigung in Westdeutschland im Durchschnitt pro Jahr 90 Tage weniger (bzw. 80 Tage weniger in Ostdeutschland) in Arbeitslosigkeit verbringen als Arbeitslose ohne Teilzeitbeschäftigung. Caliendo et al. (2016) erforschen die Auswirkung von Teilzeitbeschäftigung bei arbeitslos gemeldeten Männern in Westdeutschland auf deren Abgangswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit. Im Gesamtdurchschnitt ergibt sich kein statistisch signifikanter Effekt. Die Arbeitslosigkeitsdauer spielt jedoch eine Rolle: Betrachtet man Langzeitarbeitslose, zeigt sich eine signifikant höhere Abgangswahrscheinlichkeit in der Gruppe der Teilzeitbeschäftigten. Lietzmann et al. (2017) finden signifikante positive Effekte auf die Wahrscheinlichkeit regulärer Beschäftigung nur für Personen, die erst nach vier bis fünf Monaten eine geringfügige Beschäftigung aufnehmen (im Vergleich zu jenen, die bereits bald nach Beginn der Arbeitslosigkeit geringfügig erwerbstätig sind). Die Bandbreite des Effekts (Vgl. Teilzeitbeschäftigung vs. keine Teilzeitbeschäftigung) reicht von +10 bis +20 Prozentpunkte. Modellschätzungen von Mosthaf et al. (2021) ergeben, dass Männer von der Aufnahme einer Teilzeitbeschäftigung während des Leistungsbezugs in der Form einer um 6,9 Prozentpunkte höheren Beschäftigungswahrscheinlichkeit (ohne Sozialhilfe) im nächsten Jahr profitieren. Bei Frauen findet sich diesbezüglich jedoch kein statistisch signifikanter Unterschied.

Frankreich. Auray und Lepage-Saucier (2021) zeigen, dass bei Aufnahme einer Teilzeitbeschäftigung während der Arbeitslosigkeit die Wahrscheinlichkeit, die Arbeitslosigkeit in den Folgemonaten zu verlassen und reguläre Beschäftigung zu finden 1,87-mal (+ 87%) höher ist bei Nichtaufnahme einer Teilzeitbeschäftigung während der Arbeitslosigkeit.

Benghalem et al. (2021) informierten nach dem Zufallsprinzip arbeitslose Personen per E-Mail über die Möglichkeit von Teilzeitbeschäftigung und Zuverdienstmöglichkeit während der Arbeitslosigkeit. Sie finden zu *keinem* der betrachteten Zeitpunkte (1, 2, 3 Jahre später sowie für die gesamte maximale Bezugsdauer) statistisch signifikante Unterschiede bei der Arbeitslosigkeitsdauer zwischen der Treatmentgruppe (mit E-Mail) und der Kontrollgruppe (ohne E-Mail). Werden Abgangswahrscheinlichkeiten betrachtet zeigt sich, dass diese in der Treatmentgruppe sinkt. Benghalem et al. (2021) schlussfolgern, anders als Auray und Lepage-Saucier (2021), dass eine Erhöhung der Teilzeitbeschäftigung während der Arbeitslosigkeit einen Lock-in-Effekt ausübt.

Spanien. Hauptergebnis einer Studie von Kyrrä et al. (2019) ist, dass nur kurze Perioden von Teilzeitbeschäftigung während der Arbeitslosigkeit die durchschnittliche Zeit bis zum Finden einer regulären Vollzeitstelle verkürzen. Längere Perioden mit Teilzeitbeschäftigung führen hingegen eher zum Gegenteil (Lock-in-Effekt). Kyrrä et al. (2013) kommen für Dänemark zum selben Schluss. Diese Ergebnisse unterschieden sich damit von vergleichbaren Studien für Deutschland (s. o.).

Österreich. Für Österreich liegen nur zwei Studien vor: Böheim und Weber (2011) untersuchen 20- bis 50-Jährige und Eppel und Mahringer (2019) 25- bis 55-Jährige. Beide Arbeiten finden für Männer einen negativen Effekt einer geringfügigen Beschäftigung auf das spätere Erwerbsleben. Für Frauen sind die Effekte sowohl bei Eppel und Mahringer (2019) als auch bei Böheim und Weber (2011) nicht statistisch signifikant. Männer, die eine geringfügige Beschäftigung während ihrer Arbeitslosigkeit ausgeübt haben, sind drei Jahre nach Arbeitslosigkeitsbeginn zwischen 10,7 (Böheim & Weber, 2011) und 21 (Eppel & Mahringer, 2019) Tage kürzer in Beschäftigung. Für Langzeitarbeitslose dreht sich dieser Effekt allerdings um: bei Personen, die mehr als ein Jahr arbeitslos sind, wirkt geringfügige Beschäftigung als Sprungbrett und erhöht deren Verweildauer in regulärer Beschäftigung im Beobachtungszeitraum (3 Jahre ab Aufnahme von geringfügiger Beschäftigung) um durchschnittlich 9 Tage. Eppel und Mahringer (2019) finden zudem, dass eine geringfügige Beschäftigung während der Arbeitslosigkeit die Arbeitslosigkeitsdauer (Geschäftsfalldauer) um 14 Tage erhöht. Zudem dauert es 22 Tage länger, bis eine vollversicherungspflichtige Beschäftigung aufgenommen wird.

In Summe ist die Evidenz für viele westeuropäische Staaten hinsichtlich Lock-in- versus Stepping-Stone-Effekt nicht eindeutig. Filomena und Picchio (2021) untersuchen in einer Meta-Studie 64 Analysen zu westeuropäischen Ländern¹¹⁾ und den USA, die zwischen 1990 und 2021 zum Thema veröffentlicht wurden. Rund ein Drittel dieser Studien liefern Evidenz für die Stepping-Stone-Hypothese, während 45% eher die Lock-in-Hypothese stützen. Der verbleibende Anteil der Studien kommt diesbezüglich zu keinem eindeutigen Schluss. Es bieten sich somit aus der Literatur nur eingeschränkt Anhaltspunkte, wie eine optimale Teil(zeit)arbeitslosenversicherung ausgestaltet werden müsste.

¹¹⁾ Für Österreich ist nur eine Studie inkludiert (Böheim & Weber, 2011).

3.3 Betreuungsintensität

Mehrere internationale Studien kommen zu dem Schluss, dass eine Verbesserung der Betreuungsrelation – das Verhältnis von Arbeitsvermittlerinnen und Arbeitsvermittlern zu betreuenden Arbeitslosen – positiv auf eine Verkürzung der Arbeitslosigkeitsdauer und die Wiederaufnahme einer Beschäftigung wirken (für Deutschland vgl. Hainmueller et al., 2016; Hofmann et al., 2010; Jerger et al., 2001; Rosholm, 2014; Schiel et al., 2008; für Frankreich vgl. Behaghel et al., 2014; für die USA vgl. Black et al., 2003; für Kurzeitarbeitslose in den Niederlanden vgl. Koning, 2009; für Dänemark vgl. Maibom et al., 2017; für die USA vgl. McVicar, 2008).

Jerger et al. (2001) untersuchen mit Hilfe eines Matching-Ansatzes den Effekt einer Verbesserung der Betreuungsrelation der Mannheimer Arbeitsvermittlung auf ca. 1:60 gegenüber einem Minimum von 1:125 bei sonstiger Betreuung durch das Sozialamt. Diese Maßnahme führt zu einem Unterschied in der Vermittlungswahrscheinlichkeit von ca. 15 Prozentpunkten. Hainmueller et al. (2016) bzw. Hofmann et al. (2010) nutzen die Difference-in-Difference-Methode, um den Effekt einer Personalaufstockung bei der deutschen Bundesagentur für Arbeit zu evaluieren. Die Betreuungsrelation lag in der Versuchsgruppe (14 der 779 regionalen Beratungsstellen) bei ca. 1:40 im Gegensatz zur Vergleichsgruppe mit ca. 1:100. Diese Maßnahme reduzierte die regionale Arbeitslosenrate in den Versuchsregionen 12 Monate nach der Personalaufstockung um durchschnittlich 1,07 Prozentpunkte, während die Vergleichsregionen im selben Zeitraum einen Rückgang der regionalen Arbeitslosenrate um nur 0,68 Prozentpunkte verzeichneten. Auch die durchschnittliche Zahl der Tage in Arbeitslosigkeit war in den Versuchsregionen um 6 Tage niedriger als in der Vergleichsregion (Hainmueller et al., 2016).

McVicar (2008) untersucht ein natürliches Experiment¹²⁾, bei dem die regional und zeitlich gestaffelte notwendige Sanierung von Büros der Arbeitslosenvermittlung in Nordirland dazu führte, dass die Kontakthäufigkeit mit Stellensuchenden vorübergehend für einen Zeitraum von durchschnittlich acht Monaten auf nahezu Null reduziert wurde. Im Durchschnitt verlängerte sich dadurch die Arbeitslosigkeitsdauer um 16%. Koning (2009) nutzt die zeitlichen und regionalen Unterschiede bei der Betreuungsrelation in niederländischen Arbeitsvermittlungsstellen und schätzt für Kurzeitarbeitslose¹³⁾, dass eine Erhöhung der Betreuungsrelation um 1% die Wahrscheinlichkeit, die Arbeitslosigkeit zu beenden, um durchschnittlich 0,03% erhöht (Daten für 2004). Im Gegensatz dazu ist der Effekt für Langzeitarbeitslose statistisch nicht signifikant. In ihrer Studie für die USA stellen Black et al. (2003) fest, dass die Dauer der Arbeitslosigkeit bei Arbeitslosen, die nach dem Zufallsprinzip dem Betreuungsprogramm WPRS (*Worker Profiling and Re-employment Services*) zugewiesen wurden, und damit intensivere Betreuung erhielten als andere Arbeitslose, um durchschnittlich 2 Wochen abnimmt.

Nach den Analysen von Behaghel et al. (2014) erhöhte eine verbesserte Betreuungsquote bei der öffentlichen Arbeitsvermittlung in Frankreich die Beschäftigungschancen von Personen, die von Langzeitarbeitslosigkeit bedroht sind, im Vergleich zu einer Kontrollgruppe mit einer niedrigeren Betreuungsquote, signifikant. Die Wahrscheinlichkeit, die Arbeitslosigkeit zu verlassen und

¹²⁾ Vgl. Textkasten auf Seite 9.

¹³⁾ Nicht mehr als sechs Monate arbeitslos.

innerhalb von sechs Monaten einen Arbeitsplatz zu finden, war für Teilnehmende der Versuchsgruppe mit der besseren Betreuungsquote in der öffentlichen Arbeitsvermittlung um 10,2 Prozentpunkte höher als für die Kontrollgruppe.

Diese überwiegend positiven Effekte eines stärkeren Betreuungsverhältnisses lassen sich unter anderem dadurch erklären, dass gezieltere Information über offene Stellen und damit oft präzisere Vermittlungsvorschläge möglich sind. Bei Misserfolgen kann die Motivation zur Arbeitssuche besser aufrechterhalten werden. Darüber hinaus kann die Betreuerin oder der Betreuer die Einkommenserwartungen der Arbeitssuchenden realistischer gestalten, und die Überwachung der Suchbemühungen wird erleichtert. Die Stärke des Effekts hängt dabei von der Intensität der Betreuung ab (Van den Berg & Van der Klaauw, 2006).

Ob und wie sich die Betreuungsrelation in der öffentlichen Arbeitsvermittlung auf die Vermittlungschancen von Arbeitslosen im Alter zwischen 25 und 64 in Österreich auswirkt, ist Gegenstand einer Analyse von Böheim et al. (2017b). Nach dem Zufallsprinzip wurde temporär die Zahl der AMS-Beraterinnen und -Berater in einer regionalen Geschäftsstelle (RGS) in Linz erhöht. Im Ergebnis kann die Dauer der Arbeitslosigkeit dadurch signifikant verkürzt werden. Nach einem Jahr waren Arbeitslose mit einer verbesserten Betreuungsrelation um 7 Tage länger in Beschäftigung und um 12 Tage weniger arbeitslos. Eine ähnliche Evaluierung, bei der für eine RGS in Wien in einzelnen Abteilungen nach dem Zufallsprinzip Betreuungspersonal temporär aufgestockt wurde, zeigt ebenfalls, dass durch die verbesserte Betreuungsrelation die Abgangsrate aus der Arbeitslosigkeit signifikant erhöht wurde. So nahm die Wahrscheinlichkeit eines Abgangs bei arbeitslosen Personen mit höherer Betreuungsintensität innerhalb eines Jahres um 7,7 Prozentpunkte zu im Vergleich zu arbeitslosen Personen, bei denen die Betreuungsintensität nicht verändert wurde (Böheim et al., 2017a).

Die Studie von Eppel und Mahringer (2021) deutet aber darauf hin, dass der Effekt je nach Altersgruppe variabel ist. Die Autoren evaluieren ein neues Modell einer intensivierten Betreuung ("Fallmanagement") des AMS Wien. Die Zielgruppe waren arbeitslose Jugendliche mit geringer formaler Qualifikation und Mindestsicherungsbezug, darunter viele Asyl- und subsidiär Schutzberechtigte. Einerseits führte die Aufstockung des Betreuungspersonals zu einer signifikanten Steigerung der Betreuungsintensität und zu einer Zunahme von Vermittlungsvorschlägen, Maßnahmenzuweisungen und -teilnahmen sowie von Sanktionen (Sperrungen des Leistungsbezugs). Auf die Integration in Beschäftigung hatte die intensivierte Betreuung in der kurzen Frist von einem Jahr (noch) keinen signifikanten Effekt. Die betreuten Jugendlichen wurden allerdings vermehrt in eine Lehre oder eine sonstige Aus- und Weiterbildung vermittelt.

3.4 Kontextualisierung und Übertragbarkeit

Die empirische Literatur zur Wirkung der Leistungshöhe zeigt einen positiven Zusammenhang zwischen Leistungshöhe und Bezugsdauer einerseits und einen negativen Zusammenhang zwischen Leistungshöhe und Austrittswahrscheinlichkeit andererseits. Während die Richtung der Wirkung empirisch gut abgesichert ist, ist die Höhe der gefundenen Effekte teilweise sehr gering. Eine Unterscheidung zwischen statistischer und ökonomischer Signifikanz der Ergebnisse ist daher sinnvoll.

Höhere AIV-Leistungen wirken auch positiv auf andere Zielgrößen. So gehen von höheren AIV-Leistungen positive Effekte auf die Suchmöglichkeiten einher, die zu stabileren und damit nachhaltigeren Beschäftigungen mit höheren Einkommen führen können. Niedrigere AIV-Leistungen können hingegen, selbst wenn sie in einem engeren Sinn existenzsichernd sind, zu Verarmung und Ausgrenzung führen – auch von allfällig vorhanden Kindern. Dabei ist die Höhe der AIV-Leistung nicht nur für die Aufrechterhaltung des individuellen Konsums maßgeblich. AIV-Leistungen wirken auch makroökonomisch stabilisierend auf den Konsum (automatische Stabilisatoren).

Eine singuläre Betrachtung der Leistungshöhe bzw. ihrer Anreizwirkung greift zu kurz. Sie ist eingebettet in ein System von "Fördern und Fordern", das – bei sonstiger Sperre der Leistung – zur Arbeitssuche und -aufnahme verpflichtet. Auch im Rahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik finden Anreizsetzungen statt, die ebenso positiv auf die Arbeitsaufnahme wirken. Wirkungen einzelner Elemente des österreichischen Arbeitslosenversicherungssystems sind also immer vor dem Hintergrund dieses Zusammenspiels zu interpretieren.

Eine Übertragung der in diesem Kapitel vorgestellten Ergebnisse auf das AIV-System Österreichs ist nur bedingt möglich, da Erkenntnisse zu anderen Ländern auf verschiedenen zugrunde liegenden Leistungsbezugs- und Unterstützungssystemen fußen und in einen teils deutlich anderen institutionellen Kontext eingebettet sind. Darüber hinaus sind die wirtschaftliche Lage und die Arbeitsmarktlage ebenso wie eine daraus resultierende Zielgruppenfokussierung länderspezifisch ausgeprägt.

Was für eine Umlegung internationaler empirischer Befunde im Querschnitt gilt, ist auch für Befunde zum österreichischen System im Zeitverlauf zu beachten. So änderten etwa der Entfall der Rahmenfrist für Ansprüche auf Arbeitslosengeld in der Dauer von 30 Wochen im Jahr 2015 oder der Entfall der Anrechnung des Einkommens von Partnerinnen und Partnern im Jahr 2018 das österreichische AIV-System, was bei einem Vergleich von Ergebnissen vor bzw. nach der Änderung mitbedacht werden muss¹⁴). Auch ein mittlerweile höheres Pensionsantrittsalter und Reformen der Mindestsicherung bzw. Sozialhilfe erschweren die Umlegung der diskutierten Ergebnisse auf Österreich. Weiters ist die veränderte Arbeitsmarktlage und Zusammensetzung der Arbeitslosen zu berücksichtigen, was an Relevanz gewinnt, wenn Wirkungsunterschiede zwischen Personengruppen festgestellt wurden. Hinzukommen potentielle Verdrängungseffekte, die beispielsweise auftreten, falls die durch das Treatment erfolgreich in den Arbeitsmarkt integrierten Arbeitslosen die Beschäftigungschancen der restlichen Arbeitssuchenden schmälern. Wechselwirkungen zwischen einzelnen Stellschrauben spielen dann eine Rolle, wenn bei einer intendierten Verbesserung der Arbeitsanreize mehrere Elemente des Systems gleichzeitig reformiert werden, da die in Studien attestierte Wirkung jeweils *ceteris paribus* gilt, also unter sonst gleichen Bedingungen.

Ein weiterer wesentlicher Punkt ist das Studiendesign. Die in der Literatur identifizierten Effekte haben nur für die Analysepopulationen Gültigkeit und können somit nicht 1:1 auf weitere

¹⁴) Ausnahme stellen solche Änderungen von Systemparametern dar, die in Studien zur Identifikation kausaler Zusammenhänge verwendet werden.

Personengruppen übertragen werden. Effekte können zu unterschiedlichen Zeitpunkten gemessen werden (Abgangsverhalten nach X Wochen vs. Abgangsverhalten nach Y Wochen).

Ungeachtet dieser Limitationen wird die Summe der vorliegenden Erkenntnisse als Orientierung zur Formulierung von Annahmen für die in den nachstehenden Kapiteln durchgeführten Simulationen verwendet. Gleichzeitig muss die Interpretation der Ergebnisse vor diesem Hintergrund passieren.

4. Methodenbeschreibung und Datenhintergrund

Die Simulation von Veränderungen in den Anspruchs- und Bezugsbestimmungen von AIV-Leistungen setzt ein Modell voraus, das einerseits den Einfluss wesentlicher Steuerungselemente auf individuelle Leistungsbezüge berechnet und andererseits daraus resultierende Verhaltensänderungen bei Individuen, aber auch Unternehmen berücksichtigt. Badelt et al. (2019) entwickelten ein auf pseudonymisierten Individualdaten basierendes Mikromodell zur Simulation von AIG-Ansprüchen, welches auf der Grundgesamtheit aller AIV-Leistungsbeziehenden¹⁵⁾ des Jahres 2016 beruht. Das Modell berücksichtigt Arbeitslosigkeitsepisoden, die vorgelagerten Arbeitsmarkt- und Sozialversicherungskarrieren (zurück bis in die frühen 1970er-Jahre) sowie eine Vielzahl individueller Merkmale der betroffenen Personen. Ein Kernelement dieses Modells ist ein Leistungsrechner, der ausgehend von der derzeit gültigen Leistungsberechnung sowohl die Erfüllung der Anspruchsvoraussetzungen als auch die Sicherungsleistung für unterschiedliche Gestaltungsvarianten ermittelt. Fink et al. (2021, 2022) erweiterten dieses statische Modell um Verhaltenskomponenten, sodass veränderte Anreizstrukturen, die sich in verändertem Abgangsverhalten Arbeitsloser aus Arbeitslosigkeit niederschlagen, ebenfalls Eingang ins Modell finden.

Das Modell kann herangezogen werden, um unterschiedliche Varianten der Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherungsleistungen sowie einen eventuellen Übergang in das nachgelagerte Sicherungssystem der bedarfsorientierten Mindestsicherung (BMS) zu simulieren und Änderungen in der Zusammensetzung der Leistungen sowie der Leistungsbeziehenden und weiters der Ausgaben der AIV für Existenzsicherung abzuschätzen.

4.1 Datenhintergrund

Als Datengrundlage dienen einerseits Versicherungsdaten des Dachverbands der Sozialversicherungsträger und andererseits Datenbestände des AMS zur Vormerkung und zum Leistungsbezug. Diese beinhalten die vollständige (in den Versicherungsdaten erfasste) Erwerbshistorie, detaillierte Informationen zu Arbeitslosigkeitsepisoden (Bezugsverläufen) sowie zahlreiche Personenmerkmale (etwa Alter, Geschlecht, Familienstand, BMS-Bezug parallel zum Bezug von Arbeitslosengeld bzw. Notstandshilfe oder gesundheitliche Einschränkungen).

¹⁵⁾ Arbeitslosengeld und Überbrückungshilfe (mit und ohne Schulungsteilnahme), Notstandshilfe und erweiterte Überbrückungshilfe (mit und ohne Schulungsteilnahme), Übergangsgeld, sowie Personen, denen aufgrund der Anrechnung des Einkommens der Partnerin bzw. des Partners keine Notstandshilfe ausbezahlt wurde (§34 AIVG).

Zusätzlich wurden vom Bundesrechenzentrum (BRZ) ergänzende Daten bereitgestellt, die für alle Leistungsbeziehenden des Jahres 2016 simulierte Leistungsbezüge beinhalten, welche sich durch die geänderte Rechtslage in Bezug auf die Anrechnung der Einkommen der Partnerinnen bzw. Partner im Notstandshilfebezug ergeben¹⁶). Somit können fiktive Notstandshilfe-Leistungsbezüge für das Jahr 2016 betrachtet werden, die sich unter der derzeitigen Rechtslage ergeben hätten. Darüber hinaus enthalten die Daten des BRZ für alle Notstandshilfebeziehenden des Jahres 2016 Informationen zum Partnereinkommen, die für die Schätzung des BMS-Bezuges relevant sind.

4.2 Mikromodell zur Simulation von Veränderung im AIG-System

Im Leistungsrechner werden die Parameter für die Bestimmung der Anspruchsvoraussetzungen, der Leistungshöhe und der maximalen Bezugsdauer von Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung abgebildet (etwa das Alter, bisherige arbeitslosenversicherungspflichtige Versicherungszeiten und die bisherige Bezugsdauer). Der Leistungsrechner ermöglicht auf Basis der bestehenden Bezugsbestimmungen eine Abbildung von Veränderungen in der Leistungsbemessung auf individueller Ebene, aber auch die Implementierung zusätzlicher neuer Steuerungselemente. Durch die Veränderung dieser Parameter können die Auswirkung von Veränderungen der Anspruchsvoraussetzungen oder Bezugsbestimmungen auf den Leistungsbezug Arbeitsloser abgeschätzt werden. Zudem ermöglicht der Leistungsrechner eine Schätzung der Auswirkung veränderter Systemparameter auf die öffentlichen Ausgaben für den Leistungsbezug.

Ergänzt werden die Ausgaben der Arbeitslosenversicherung um eine Zuschätzung der Leistungen aus der bedarfsorientierten Mindestsicherung¹⁷⁾¹⁸⁾, die sowohl in Form einer Aufstockung des AIG- oder NH-Bezugs als auch als Vollbezug in Anspruch genommen werden können. Um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass nicht alle Anspruchsberechtigten auch tatsächlich BMS-Leistungen beziehen (*Non-Take-Up*), wird nicht von einer vollständigen Inanspruchnahme von BMS-Leistungen ausgegangen, sondern eine empirisch gestützte Annahme bezüglich der Inanspruchnahme getroffen, die einerseits die Höhe der Tagsatzleistung und andererseits die Haushaltsstruktur berücksichtigt (siehe Abbildung 1 und Abbildung 2).

Durch Veränderungen der Systemparameter kann so eine Abschätzung der Auswirkungen der veränderten Regelungen auf die Zahl der Anspruchsberechtigten, Veränderungen von Anspruchshöhe und -dauer, Veränderungen der Ausgaben der AIV sowie Auswirkungen auf Ausgaben im Bereich der Sozialhilfe (bzw. BMS) erfolgen.

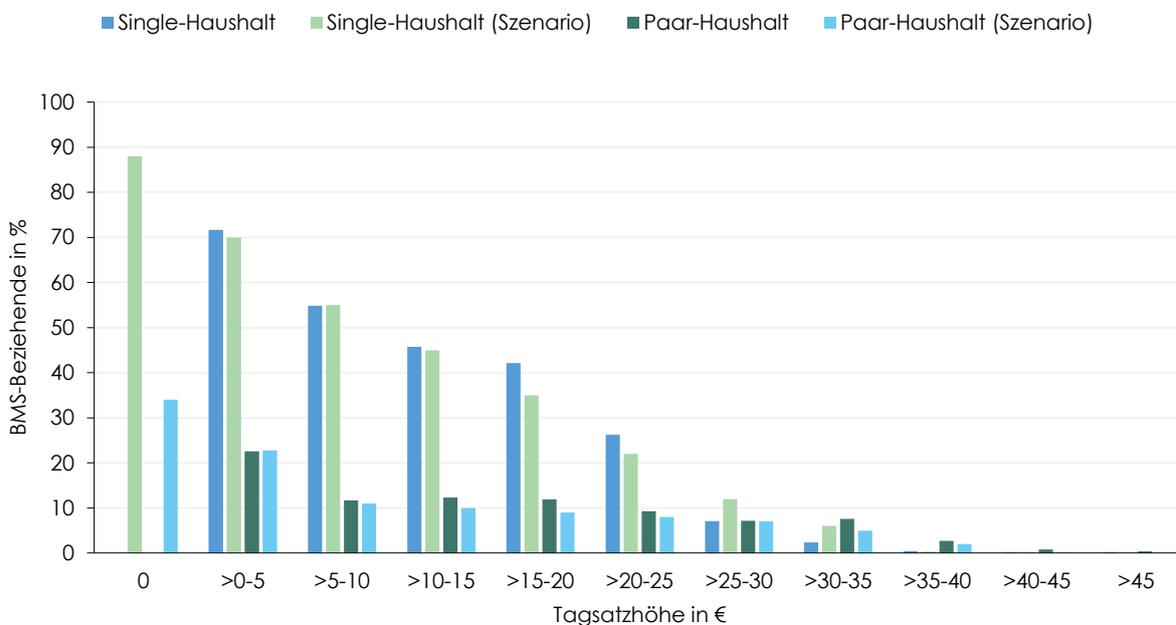
¹⁶⁾ Die Simulation der Auswirkung einer geänderten Ausgestaltung des Arbeitslosengeldsystems betrachtet die Leistungsbeziehenden des Jahres 2016, unterstellt dabei aber die aktuell gültige Rechtslage des AIVG, die keine Anrechnung der Partnereinkommen in der Notstandshilfe mehr vorsieht. Um die – unter der neuen Rechtslage bestehenden – Leistungsansprüche korrekt zu erfassen, wurden diese vom BRZ simuliert.

¹⁷⁾ Die Zuschätzung basiert auf einem stilisierten BMS Modell. Details dazu siehe Badelt et al. (2019, Kapitel 5.2.).

¹⁸⁾ In den simulationsbetreffenden Kapiteln des vorliegenden Berichts (Kapitel 4 und 7) werden die Ausdrücke (Bedarfsorientierte) Mindestsicherung und Sozialhilfe synonym verwendet.

Abbildung 1: Anteil der BMS-Beziehenden mit AIV-Leistungsbezug nach AIV-Leistungshöhe und Haushaltstyp (Über-25-Jährige) im Jahr 2016

Tatsächliche und in Szenarien angenommene Bezugsquoten von BMS während eines AIV-Leistungsbezugs

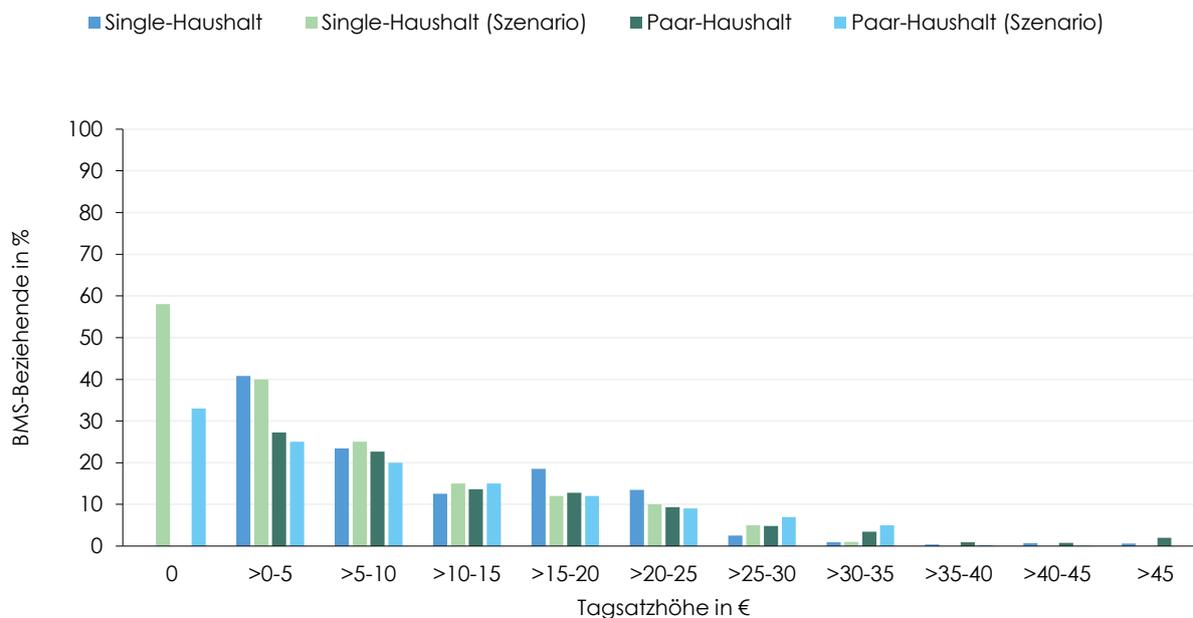


Q: Badelt et al. (2019).

Lesebeispiel: Im Jahresdurchschnitt 2016 bezogen rund 26% der alleinstehenden, über 25-jährigen Leistungsbeziehenden mit einer täglichen Leistungshöhe von >20-25 € auch eine Leistung aus der BMS. In der Simulation wird für diese Gruppe eine bedingte Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme von etwa 0,22 angenommen.

Abbildung 2: Anteil der BMS-Beziehenden mit AIV-Leistungsbezug nach AIV-Leistungshöhe und Haushaltstyp (Unter-25-Jährige) im Jahr 2016

Tatsächliche und in Szenarien angenommene Bezugsquoten von BMS während eines AIV-Leistungsbezugs



Q: Badelt et al. (2019).

Lesebeispiel: Im Jahresdurchschnitt 2016 bezogen rund 13% der alleinstehenden, unter 25-jährigen Leistungsbeziehenden mit einer täglichen Leistungshöhe von >20-25 € auch eine Leistung aus der BMS. In der Simulation wird für diese Gruppe eine bedingte Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme von etwa 0,10 angenommen.

Darüber hinaus erlaubt das Modell Verhaltensänderungen beim Abgang aus Arbeitslosigkeit, die aufgrund geänderter Bezugsbedingungen auftreten, zu berücksichtigen. Die Parametrisierung der Verhaltensreaktionen kann dabei über Elastizitäten (vgl. Kapitel 6.2) oder Austrittswahrscheinlichkeiten (vgl. Kapitel 8.2) erfolgen.

4.3 Berücksichtigung einer veränderten Zusammensetzung des Arbeitslosenbestandes

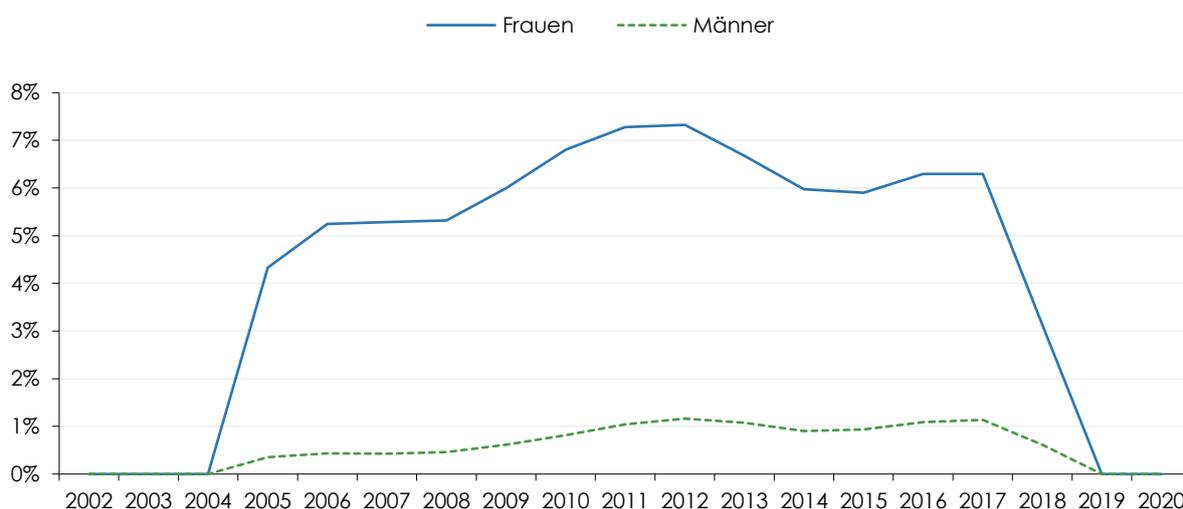
Das in Badelt et al. (2019) und Fink et al. (2021, 2022) verwendete Modell basiert auf, und operiert mit, Daten zum Bestand der Leistungsbeziehenden des Jahres 2016. Verschiebungen in der Zusammensetzung der Leistungsbeziehenden bleiben damit weitgehend unberücksichtigt. Insbesondere zwei für die Simulation wesentlichen Aspekte können daher nicht bzw. nicht zur Gänze abgebildet werden:

- die voranschreitende demographische und pensionsrechtlich bedingte Verschiebung zu Älteren und
- der Entfall der Partnereinkommensanrechnung im Jahr 2018.

Um die aktuelle Rechtslage wiederzugeben, stellte das Bundesrechenzentrum zusätzlich Daten bereit, die für alle Leistungsbeziehenden des Jahres 2016 simulierte Leistungsbezüge beinhalten, welche sich durch die geänderte Rechtslage in Bezug auf die Anrechnung der Einkommen der Partnerinnen bzw. Partner im Notstandshilfebezug ergeben. Zwar können so Personen berücksichtigt werden, die trotz fehlendem Anspruch auf Notstandshilfe weiterhin beim AMS als arbeitslos registriert sind, um etwa von der Vermittlungstätigkeit des AMS, den Qualifizierungsangeboten des AMS oder von der Anrechnung auf Pensionsversicherungszeiten zu profitieren, nicht jedoch jene Person, die mangels Notstandshilfeanspruchs nicht beim AMS gemeldet bleiben. Da diese Personengruppe sich unter der aktuellen Rechtslage, also bei Verbleib in registrierter Arbeitslosigkeit, bereits im Notstandshilfebezug befände, handelt es sich um Personen mit tendenziell längeren Bezugszeiten, die nicht in die Simulation eingehen. Auch hinsichtlich eines Genderaspekts dürfte ihre Miteinbeziehung von Relevanz sein, da Frauen stärker von der Partnereinkommensanrechnung betroffen waren als Männer (Abbildung 3).

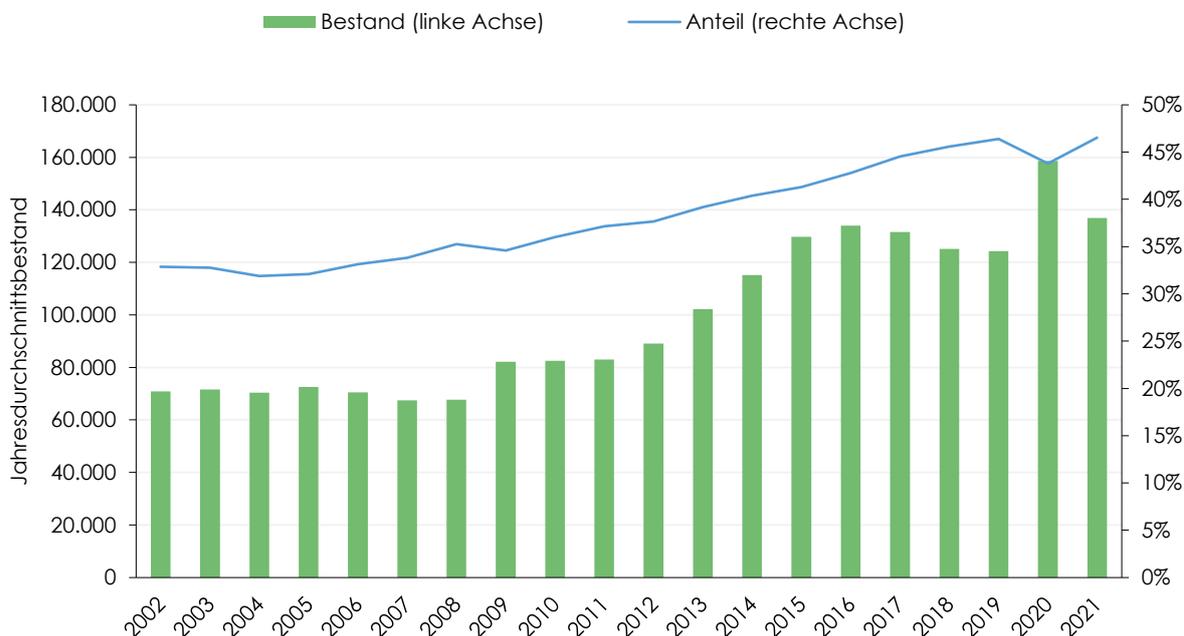
Das Arbeitskräfteangebot älterer Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer wuchs in den letzten Jahren sowohl aus demografischen Gründen als auch wegen pensionsrechtlicher Änderungen. Dadurch nehmen auch die Zahl und der Anteil arbeitsloser älterer Menschen zu. Gleichzeitig stellt eine nachhaltige Reintegration in Erwerbstätigkeit von Personen ab 50 Jahren eine besondere Herausforderung für die Arbeitsmarktpolitik dar. Mit dem höheren Alter gehen potentiell längere Versicherungszeiten und folglich Anspruchsdauern einher. Gepaart mit dem Altersprofil von Einkommen und entsprechend höheren Tagsätzen sowie teils geschützten Bemessungsgrundlagen kann die Vernachlässigung der Bestandsentwicklung seit 2016 einen substantiellen Einfluss auf die Wirkung von Eingriffen und die simulierten Effekte haben.

Abbildung 3: Anteil §34 AIVG-Anspruchsberechtigte am Jahresdurchschnittsbestand der Notstandshilfebeziehenden nach Geschlecht, 2002-2020



Q: AMS. WIFO-Berechnungen. Notstandshilfebezug inkl. Notstandshilfebezug mit Schulung. §34 AIVG-Anspruchsberechtigte: Personen, die nach § 34 des AIVG ausschließlich wegen des Einkommens der Partnerin bzw. des Partners mangels Notlage keinen Anspruch auf Notstandshilfe haben, aber kranken- und pensionsversichert sind.

Abbildung 4: Ältere im Leistungsbezug, 2002-2021



Q: AMS. WIFO-Berechnungen. Ältere: 45-Jährige und ältere Arbeitslose.

Die COVID-19-Pandemie bewirkt auf dem Arbeitsmarkt Beschäftigungseinbußen wie zuletzt vor rund 70 Jahren und einen massiven Anstieg der Arbeitslosigkeit. Eine Aktualisierung der Datengrundlage (vgl. Kapitel 4.1), sodass rezente Leistungsbezugsdaten Anwendung finden, erlaubt aufgrund der enthaltenen "COVID-19-Effekte" keine Simulation für eine repräsentative Population der Arbeitslosen. So nahm beispielsweise 2020 der Anteil Älterer an den Leistungsbeziehenden entgegen dem langjährigen Trend deutlich ab (Abbildung 4). Das ist jedoch nicht einer Trendumkehr zuzuschreiben, sondern viel mehr der stärkeren Betroffenheit Jüngerer und Personen im Haupterwerbssalter durch die COVID-19-Krise, da diese häufiger in Branchen beschäftigt sind, die im besonderen Ausmaß von der Krise betroffen waren (Bock-Schappelwein et al., 2021). Seit Ende Mai 2021 liegt die Arbeitslosigkeit von Unter-25-Jährigen jedoch unter dem Vorkrisenniveau (Arbeitsmarktservice (AMS), 2021).

Um dennoch die beschriebenen, für die politische Entscheidungsfindung relevanten Entwicklungen näherungsweise berücksichtigen zu können, wird die bestehende Datengrundlage und das Simulationsmodell derart angepasst, dass die Verteilung der Arbeitslosen nach wesentlichen Merkmalen jener entspricht, die für das Jahr 2021 ohne COVID-19-Krise zu erwarten gewesen wären.

Die Simulation eines hypothetischen Bestandes an Leistungsbeziehenden für das Jahr 2021 erfolgt dabei dreistufig:

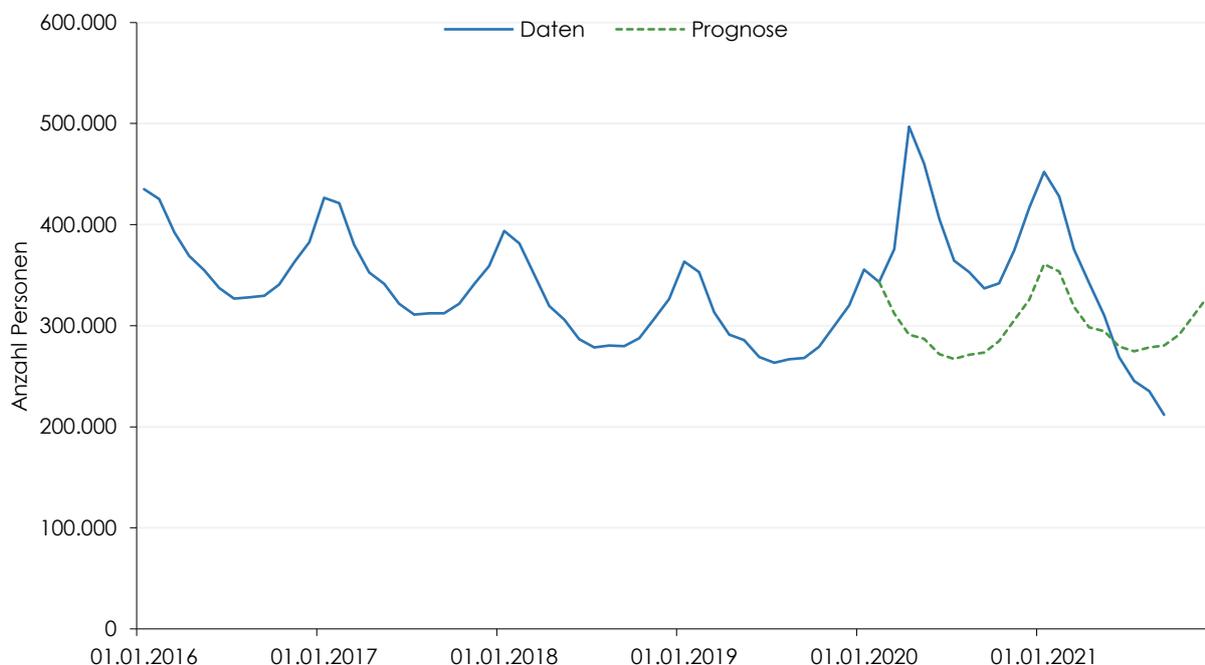
1. Prognose des Bestandes März 2020 bis Dezember 2021 ohne COVID-19
2. Fortschreibung der Anteiltrends ausgewählter Merkmale der Arbeitslosen für 2021
3. Anpassung des Bestandes 2016 auf Grundlage von 1. und 2.

Eine Valorisierung monetärer Größen findet nicht statt.

4.3.1 Prognose des Bestandes März 2020 bis Dezember 2021 ohne COVID-19

Für die Prognose des Bestandes an Leistungsbeziehenden März 2020 bis Dezember 2021, der ohne Eintreten der COVID-19-Krise zu erwarten gewesen wäre, wird auf aggregierte monatliche Leistungsbezugsdaten für den Zeitraum Jänner 2008 bis Februar 2020 (Arbeitsmarktdaten online) zurückgegriffen. Außerdem werden die von 2008 bis 2019 realisierten Arbeitslosenquoten und die für 2020 und 2021 gemäß WIFO-Kurzfristprognose aus dem Dezember 2019 (Glocker, 2019), in denen sich noch keine COVID-19-Effekte widerspiegeln, herangezogen. Es wird ein ARMAX(2,3)-Modell geschätzt, das im Wesentlichen die Höhe des Monatsbestandes durch die Bestandshöhe der beiden vorangegangenen Monate sowie der des Vorjahresmonats und der jahresspezifischen Arbeitslosenquote erklärt. Die Schätzergebnisse werden auf den Modell-Datenbestand angewendet und die Monatsbestände ab März 2020 prognostiziert (Abbildung 5).

Abbildung 5: **Prognostizierte Monatsdurchschnittsbestände der Leistungsbeziehenden ohne COVID-19**



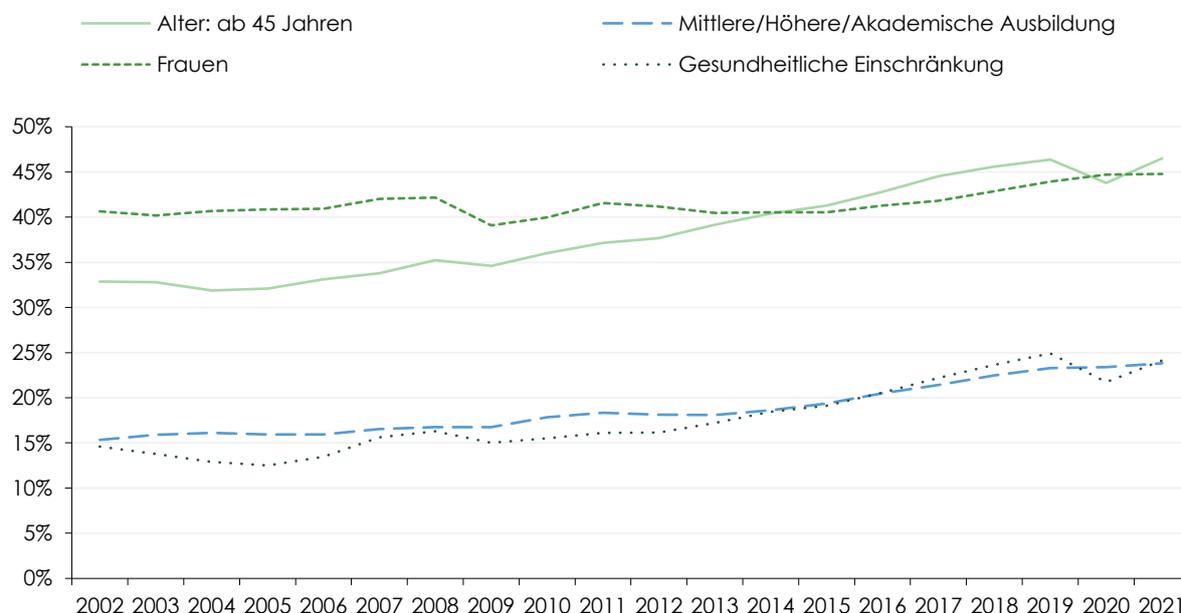
Q: WIFO-Berechnungen auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

4.3.2 Berücksichtigung strukturellen Bestandsveränderung

Strukturelle Veränderungen des Leistungsbeziehendenbestandes können über Verschiebungen in den Anteilen der Strukturmerkmale am Gesamtbestand beobachtet werden (Abbildung 6).

Um diesem Umstand Rechnung zu tragen, wird ein "iterative proportional fitting"-Verfahren angewendet, welches die Simulationsergebnisse an die aktuelle Struktur der Arbeitslosigkeit¹⁹⁾ anpasst. Bei dieser Methode werden die Gewichte der einzelnen Beobachtungen so lange in einem iterativen Prozess angepasst, bis eine gewünschte Randverteilung der Merkmale erreicht ist (Gewichtskalibrierung).

Abbildung 6: **Veränderungen des Anteils ausgewählter Merkmale am Jahresdurchschnittsbestand, 2002-2021**



Q: AMS. Anteil am Jahresdurchschnittsbestand aller Leistungsbeziehenden (aktive und passive Leistungsarten).

Die COVID-19-Krise hat nicht nur zu einem deutlichen Anstieg der Arbeitslosigkeit, sondern auch zu Strukturverschiebungen geführt. Mit dem Abklingen der COVID-19-Auswirkungen auf den Arbeitsmarkt im Jahr 2021 setzte allerdings ein Rückkehrprozess zur Vorkrisenstruktur ein, der sich 2022 fortsetzen dürfte (Abbildung 6). Zur Vermeidung von COVID-Effekten in den Simulationen werden auch die Anteilsveränderungen ab 2019 für die Jahre 2020 und 2021 auf Basis vergangener Werte für die Merkmale Geschlecht, Alter, Ausbildung, Staatsbürgerschaft sowie Leistungsart und -dauer fortgeschrieben. Die Anteile für die Jahre 2020 und 2021 ergeben sich aus dem Anteil des Vorjahres zuzüglich des Mittelwerts der Anteilsveränderung der beiden

¹⁹⁾ In Übersicht A 1 sind die berücksichtigten Leistungsarten dargestellt.

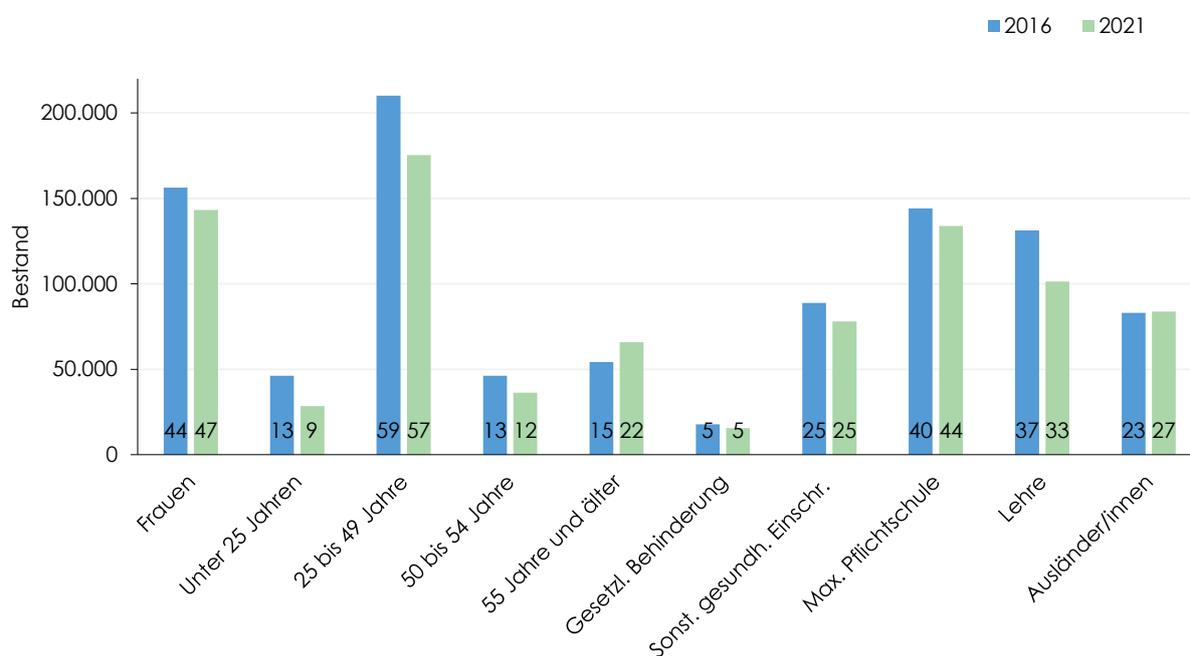
Vorjahre, wobei besonders dynamische Entwicklungen (Wachstumsfaktoren größer 1,05 und kleiner 0,95) etwas gedämpft werden.

4.3.3 Vergleich Leistungsbezug 2016 und hypothetischer Leistungsbezug 2021

Aus der Prognose des hypothetischen Bestandes an Leistungsbeziehenden 2021 ohne COVID-19 ergibt sich für das Jahr 2021 ein Jahresdurchschnittsbestand von rund 305.700 Personen. Der Bestand liegt damit unter jenem des Jahres 2016 (rund 356.700 Leistungsbeziehende). Allerdings lag der Bestand 2019 (297.400) auch bereits deutlich unter dem Jahresdurchschnitt 2016. Der für 2021 prognostizierte Bestand liegt über dem Wert für 2019.

Da die Berücksichtigung struktureller Veränderungen im Wesentlichen ein Fortschreiben des Trends in den Anteilsveränderungen ist, kommt es zwischen 2016 und 2021 zu einer weiteren Verschiebung hin zu älteren Arbeitslosen. Der Anteil Arbeitsloser ab 55 Jahren steigt um rund 6,4 Prozentpunkte, während der Anteil Unter-25-Jähriger um 3,7 Prozentpunkte sinkt (Abbildung 7). Auch der Frauenanteil steigt mit einem Plus von 3 Prozentpunkten deutlich. Der Anteil von Personen mit Lehrausbildung (2016: 37%, 2021: -3,7 Prozentpunkte) nimmt insbesondere "zugunsten" des Anteils von Personen, die maximal die Pflichtschule abschlossen haben (2021: +3,4 Prozentpunkte), ab. Der Anteil von Leistungsbeziehenden mit österreichischer Staatsbürgerschaft sinkt von rund 77% auf rund 73%.

Abbildung 7: Leistungsbezug 2016 und 2021 nach soziodemographischen Merkmalen

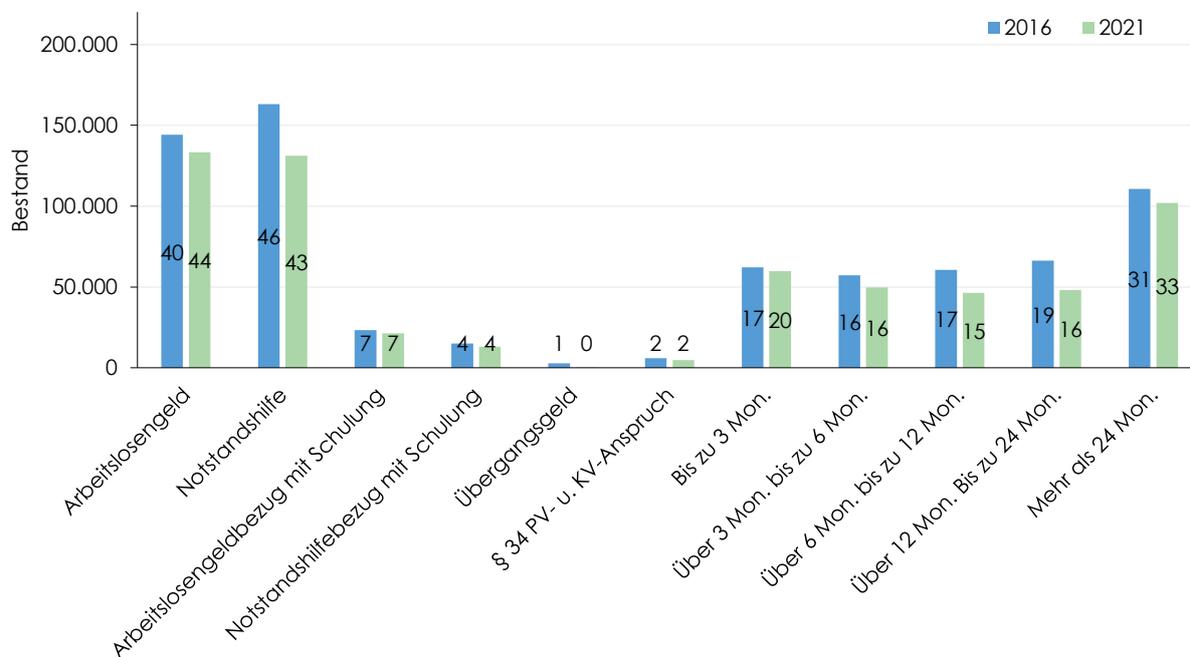


Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Absolute (Balkenhöhe) und relative (Zahl in Balken) Gruppengröße für Leistungsbezieher/innen 2016 und 2021 (Jahresdurchschnitte).

Hinsichtlich der Leistungsart kommt es zu einer Angleichung des Anteils von Personen mit AIG-Bezug und NH-Bezug (Abbildung 8). Der Anteil an Schulungsteilnehmerinnen und Teilnehmern steigt sowohl bei Anspruch auf Arbeitslosengeld als auch bei Notstandshilfeanspruch, auf insgesamt 11,3% (2016: 10,8%). Zwar bleibt der Anteil von Bezugsdauern bis zu einem Jahr relativ konstant (2016, 2021: +0.5 Prozentpunkte) allerdings zeigen sich Verfestigungstendenzen: der Anteil von Bezügen, die länger als zwei Jahr andauern, steigt um 2,3 Prozentpunkte.

Durch die veränderte Zusammensetzung der Leistungsbeziehenden kommt es auch zu geringfügigen Änderungen des durchschnittlichen Tagsatzes (Übersicht 6). Der Grundbetrag steigt von 26,38 € auf 26,54 €, während der durchschnittliche Ergänzungsbetrag und die durchschnittlichen Familienzuschläge sinken.

Abbildung 8: Leistungsbezug 2016 und 2021 nach Leistungsart und Leistungsbezugsdauer



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Absolute (Balkenhöhe) und relative (Zahl in Balken) Gruppengröße für Leistungsbezieher/innen 2016 und 2021 (Jahresdurchschnitte).

Übersicht 6: Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Leistungsbeziehende 2016 und 2021)

	Tagsatzleistung	Grundbetrag	Familienzuschläge In €	Ergänzungsbetrag
2016				
Gesamt	28,0	26,4	0,6	1,8
Arbeitslosengeld	30,8	28,7	0,6	1,5
Notstandshilfe	25,5	24,4	0,6	2,1
2021				
Gesamt	28,2	26,5	0,6	1,8
Arbeitslosengeld	30,8	28,7	0,6	1,5
Notstandshilfe	25,5	24,4	0,6	2,1
Differenz				
Gesamt	0,2	0,1	0,0	0,0
Arbeitslosengeld	0,0	-0,1	0,0	0,1
Notstandshilfe	0,0	0,0	0,0	0,0

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

4.4 Simulation von Einkommen zur Bedarfsprüfung für BMS-/Sozialhilfebezug

Bei der Schätzung von Leistungen aus der BMS (vgl. Kapitel 294.2) wird in einem ersten Schritt zunächst die individuelle Anspruchsberechtigung auf Basis der verfügbaren Daten – insbesondere zu Haushaltskontext und -einkommen – identifiziert. Anspruchsberechtigt ist, wer eigene Mittel (Einkommen und Vermögen) zur Bestreitung des Lebensunterhaltes bis zu einem Freibetrag aufgebraucht hat, wobei die Mittel der gesamten Bedarfsgemeinschaft geprüft werden. Mangels ausreichender empirischer Evidenz und fehlender Datengrundlage zu den Vermögensverhältnissen von Arbeitslosen beschränkt sich die Identifikation auf die Einkommenskomponente²⁰⁾.

Information zu den Haushaltseinkommen findet sich in den durch das BRZ zur Verfügung gestellten Daten. Allerdings ist die Information nur für Personen im Notstandshilfebezug erfasst (2016 war noch die Anrechnung von Partnereinkommen auf die Notstandshilfe vorgesehen). Um die Anspruchsvoraussetzungen für Personen mit Arbeitslosengeldbezug für einen potentiellen Übertritt in das System der BMS/Sozialhilfe zu prüfen, muss daher das Vorhandensein weiterer Einkommen im Haushalt und deren Höhe simuliert werden.

Für Personen, die nicht in einem Paarhaushalt²¹⁾ leben, wird kein weiteres, für den BMS-Bezug relevantes, Einkommen angenommen. Für Personen mit AIG-Bezug in Paarhaushalten wird zunächst mittels eines probit-Modells bestimmt, ob ein positives Haushaltseinkommen zugewiesen wird. Anschließend wird für diese Personen mittels Kleinsten-Quadrate-Methode (Ordinary Least Squares, OLS), die Höhe des Haushaltseinkommens geschätzt. Da sich die Struktur von AIG-Beziehenden von Arbeitslosen mit Notstandshilfebezug unterscheidet, muss die beschriebene

²⁰⁾ Eine Auswertung des österreichischen Household Finance and Consumption-Survey von Schnetzer und Rehm (2018) gibt Hinweis darauf, dass die meisten arbeitslosen Haushalte vermögensarm sind.

²¹⁾ Als in einem Paarhaushalt lebend sind Personen definiert, die in einer Lebensgemeinschaft, Ehe oder eingetragener Partnerschaft befinden.

Vorgehensweise als grobe Näherung interpretiert werden. Allerdings gehen über die Berücksichtigung sozio-demografischer Merkmale sowie der zuerkannten AIG-Bezugsdauer (bei NH-Beziehenden die zuerkannte Bezugsdauer vor Übertritt in den Notstandshilfebezug) und der tatsächlichen Bezugsdauer diese Strukturunterschiede teilweise in die Schätzungen ein.

5. Simulierter Leistungsbezug 2021 im Überblick

Arbeitslose Menschen stellen eine heterogene Gruppe dar. Veränderungen von Bezugsbestimmungen oder anderen Elementen des Arbeitslosenversicherungssystems können sich daher mitunter sehr unterschiedlich auf verschiedene Subgruppen von Arbeitslosen auswirken. Um einerseits die Betroffenheit durch Änderungen in Systemparametern besser einschätzen zu können und andererseits Referenzgrößen für die vorgestellten Simulationen zu illustrieren, wird zunächst ein Überblick über den simulierten bzw. hypothetischen Leistungsbezug gegeben. In weiterer Folge wird auf die Verwendung der Worte "simuliert" und "hypothetisch" verzichtet. Wenn von Leistungsbeziehenden 2021 oder aktuellen Leistungsbeziehende gesprochen wird, ist – wenn nicht explizit anders angeführt – der simulierte Bestand gemeint.

Im Jahr 2021, das als Basisjahr für die nachstehenden Simulationen dient, verzeichnete das AMS einen Jahresdurchschnittsbestand von 303.600 Personen, wovon 44% Arbeitslosengeld und 43% Notstandshilfe im engen Sinn bezogen. Auf Schulungsteilnehmerinnen und -teilnehmer (AIG und NH) entfielen 11% (Übersicht 7)²²⁾²³⁾. Eine detailliertere Auflistung der einzelnen bezogenen Leistungen ist im Anhang zu finden (Übersicht A 1).

Übersicht 7: Jahresdurchschnittsbestand der Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher 2021 nach Leistungsart

Leistungsart	Anzahl Personen
Arbeitslosengeld	133.259
Notstandshilfe	135.919
Arbeitslosengeldbezug mit Schulung	21.369
Notstandshilfebezug mit Schulung	13.054
Übergangsgeld	31
Gesamt	303.632

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Der Leistungsbezug konzentrierte sich stark auf Geringqualifizierte (maximal Pflichtschulabschluss; 44%) und Personen mit Lehrabschluss (33%). Über ein Viertel (30,5%) der Beziehenden wies gesundheitliche Einschränkungen auf, etwas über ein Viertel (27%) hatte ausländische Staatsangehörigkeit.

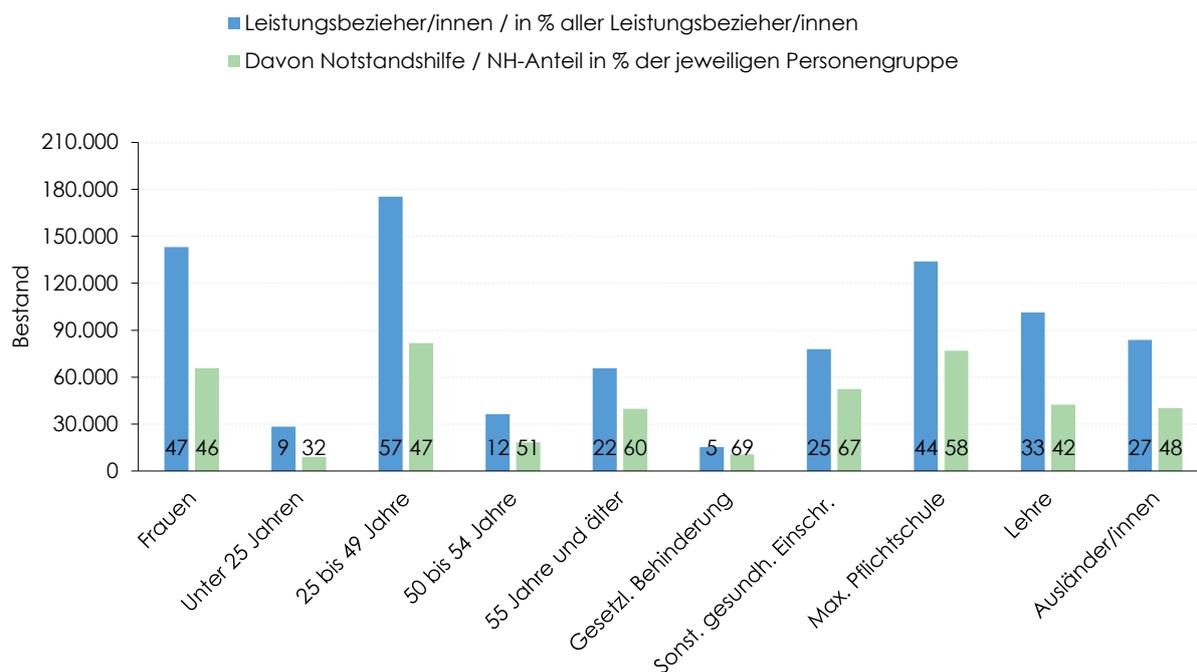
²²⁾ Trotzdem es 2021 nicht mehr die Möglichkeit Übergangsgeld zu beziehen gab, werden 31 Beziehende ausgewiesen. Diese sind ein "Simulationsartefakt" und spielen aufgrund der verschwindend geringen Anzahl bei Betrachtung und Interpretation der Simulationsergebnisse keine Rolle.

²³⁾ Anders als beim AMS üblich werden für die Jahresdurchschnittsberechnung nicht die Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher zum Monatsstichtag erfasst und der Durchschnitt der zwölf Stichtagsbestände gebildet, sondern alle ins Jahr 2021 fallenden Leistungsbezugsepisoden werden mit ihrer Dauer im Jahr 2021 gewichtet.

Der Anteil von Notstandshilfebeziehenden an allen Leistungsbeziehenden lag insgesamt bei 47,5%. Die Notstandshilfequote, steigt mit dem Alter: von 32% bei Unter-25-Jährigen auf 60% bei Leistungsbeziehenden ab 55 Jahren. Auch unter Geringqualifizierten ist die NH-Quote besonders hoch (57,5%). Am höchsten ist sie für Personen mit gesundheitlicher Einschränkung (68%).

Die durchschnittliche Tagsatzleistung für Beziehende von Arbeitslosengeld oder Notstandshilfe betrug für das Jahr 2021 rund 28 €, wobei die durchschnittliche Leistungshöhe des AIG mit knapp 31 € merklich über jener der NH (rund 26 €) lag. Die Heterogenität der Leistungshöhe nach Gruppen von Arbeitslosen kann im Wesentlichen durch die unterschiedliche Höhe der zuvor erzielten Erwerbseinkommen erklärt werden. Beispielsweise schlägt sich das im Durchschnitt geringere Einkommen von Frauen in der unterdurchschnittlichen Höhe ihres AIG-Bezuges nieder (28 €). Während die AIG-Höhe für Unter-25-Jährige Arbeitslose deutlich unterdurchschnittlich ist (24 €), erhalten Ab-50-Jährige eine überdurchschnittlich hohe AIG-Leistung (33 €), was auf das Altersprofil von Einkommen im Erwerbsalter zurückzuführen ist. Ein ähnliches Bild ergibt sich bei der Betrachtung der Notstandshilfe, deren Bemessung an die Höhe des vorangegangenen AIG geknüpft ist.

Abbildung 9: **Personenstruktur des Bestands der Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher 2021**



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Absolute (Balkenhöhe) und relative (Zahl in Balken) Gruppengröße für Leistungsbezieher/innen 2016 und 2021 (Jahresdurchschnitte).

Übersicht 8: **Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Leistungsbeziehende 2021)**

	Tagsatzleistung	Grundbetrag	Familienzuschläge In €	Ergänzungsbetrag
Gesamt	28,2	26,5	0,6	1,8
Arbeitslosengeld	30,8	28,7	0,6	1,5
Notstandshilfe	25,5	24,4	0,6	2,1

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Im Zusammenhang mit den durchgeführten Simulationen zu einem degressiven Arbeitslosengeld (Kapitel 6) ist auch die Zusammensetzung der Tagsatzleistung von Bedeutung (Übersicht 8). Veränderungen der Nettoersatzrate des Grundbetrages des Arbeitslosengeldes wirken in Folge auch auf die Notstandshilfe. Familienzuschläge und der Ergänzungsbetrag werden lediglich indirekt von der Degression beeinflusst. Die maximale Höhe der beiden Bestandteile ist nur insofern von der Degression betroffen, als dass die Tagsatzleistung 60% bzw. 80% des täglichen Nettoeinkommens nicht übersteigen darf. Bei einer höheren Nettoersatzrate als im Status quo kann das zu Kürzungen dieser Bestandteile führen, wohingegen bei einer niedrigeren Ersatzrate diese Bestandteile die Degression abschwächen.

Der Ergänzungsbetrag spielt mit 6,4% des durchschnittlichen Tagsatzes (NH: 6,0%, AIG 4,9%) eine wesentliche Rolle. Familienzuschläge betragen im Durchschnitt 2,3% des Tagsatz und haben, wie der Ergänzungsbetrag, eine größere Bedeutung für Arbeitslose im Notstandshilfebezug (NH: 2,5%, AIG: 1,9%). Die durchschnittliche Notstandshilfe beläuft sich auf 82,7% des durchschnittlichen Arbeitslosengeldes.

Die simulierten Ausgaben für Arbeitslosengeld und Notstandshilfe belaufen sich für das Jahr 2021 auf rund 3,1 Mrd. €, wovon etwa 44% auf die Notstandshilfe entfallen. Die Summe der Mittel, die im Rahmen der Aufstockung geringer Leistungsbezüge mit der BMS/Sozialhilfe anfallen, beträgt rund 212 Mio. €.

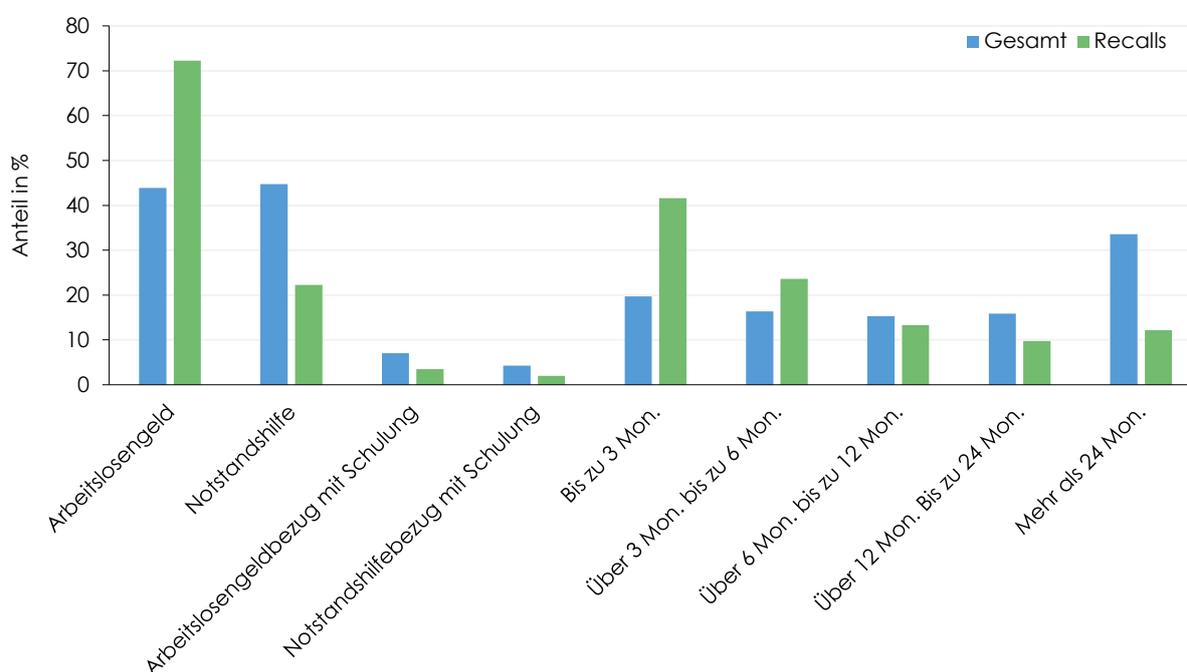
Im Jahresdurchschnitt 2021 bezogen rund 11,3% der Leistungsbeziehenden auch BMS/Sozialhilfe (Abbildung 19). Überdurchschnittlich hohe Anteile von Aufstockenden finden sich unter Alleinerziehenden (29%), Personen mit Bezugsdauern länger als 24 Monate (22%) und im Notstandshilfebezug (19%), Leistungsbeziehenden mit gesundheitlichen Einschränkungen (16%) sowie Geringqualifizierte (16%). Paarhaushalte, Personen mit Bezugsdauern unter einem Jahr und im ALG-Bezug zeichnen sich durch unterdurchschnittlich hohe Anteile von BMS-/Sozialhilfebezug aus.

5.1 Vorübergehende Beschäftigungsbeendigungen

Um kurzfristige, saison- und nicht saisonbedingte Schwankungen des Arbeitskräftebedarfs auszugleichen, beenden viele Betriebe in Zeiten geringerer Auslastung Beschäftigungsverhältnisse und stellen anschließend bei verbesserter Auftragslage dieselben Arbeitskräfte wieder ein ("temporärer Layoff"). Oftmals beziehen betroffene Arbeitskräfte während der Beschäftigungsunterbrechung Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung. Personalkosten werden damit auf die Arbeitslosenversicherung abgewälzt (Eppel et al., 2018).

Im Jahresdurchschnitt 2021 war der Anteil temporär freigesetzter Arbeitskräfte, definiert als solche, die zum letzten Arbeitgeber vor der Arbeitslosigkeit zurückkehren, rund 19%. Die Struktur der Arbeitslosigkeit unterscheidet sich deutlich von jener der restlichen Leistungsbeziehenden (Abbildung 10 und Abbildung 11). Sie sind rund 1,6-fach so oft im Arbeitslosengeldbezug und um etwa die Hälfte weniger oft in Notstandshilfebezug oder Schulungen. Rund 42% haben eine Leistungsbezugsdauer von bis zu 3 Monaten, weitere 24% verlassen den Leistungsbezug innerhalb von 6 Monaten wieder. Betrachtet man die Gesamtheit der Leistungsbeziehenden 2021 befinden sich rund 49% auch nach einjähriger Bezugsdauer noch im Leistungsbezug.

Abbildung 10: **Anteile leistungsbezogener Merkmale der Leistungsbeziehenden mit Wiedereinstellung, 2021**



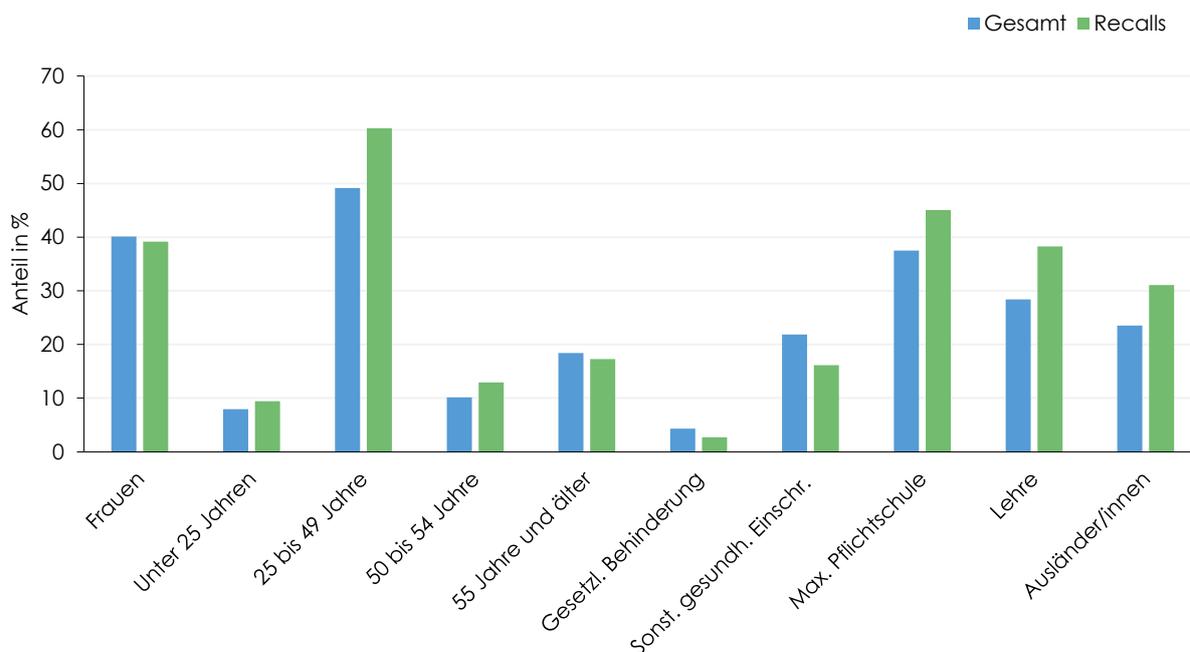
Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Recalls: Leistungsbeziehende, die zu ihrem früheren Arbeitgeber zurückkehren. Gesamt: alle Leistungsbeziehenden.

Recall-Arbeitslose sind deutlich jünger als die restlichen Leistungsbeziehenden: 69% sind unter 50 Jahre alt (gesamt: 57%). Der Anteil Geringqualifizierter ist leicht, jener von Lehrausbildungen deutlich überdurchschnittlich, zusammen 83% (66%). Sie sind im Jahresdurchschnitt weniger oft mit gesundheitlichen Einschränkungen konfrontiert und besitzen häufiger keine österreichische Staatsbürgerschaft (31%, gesamt: 24%).

Der durchschnittliche Tagsatz für Leistungsbeziehende mit Wiedereinstellung (Übersicht 9) liegt mit insgesamt 29,8 € deutlich über dem Durchschnitt aller Leistungsbeziehenden (+1,6 €). Diese Differenz ist auf den höheren Arbeitslosengeldbezug zurückzuführen (+0,4 €); die Höhe der durchschnittlichen Notstandshilfe liegt leicht unter jener für alle Leistungsbeziehenden. Letzteres spielt aufgrund des hohen Anteils von AIG-Beziehenden für die Summe der beiden

Leistungsarten jedoch eine untergeordnete Rolle. Während dem AIG-Bezug geht im Durchschnitt mit dem höheren Grundbetrag ein Rückgang des Ergänzungsbetrags einher.

Abbildung 11: **Anteile soziodemographischer Merkmale der Leistungsbeziehenden mit Wiedereinstellung, 2021**



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Recalls: Leistungsbeziehende, die zu ihrem früheren Arbeitgeber zurückkehren. Gesamt: alle Leistungsbeziehenden.

Übersicht 9: Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Leistungsbeziehende mit Wiedereinstellung 2021)

	Tagsatzleistung	Grundbetrag	Familienzuschläge In €	Ergänzungsbetrag
Gesamt	29,8	28,0	0,6	1,6
Arbeitslosengeld	31,2	29,3	0,6	1,4
Notstandshilfe	25,4	24,2	0,7	2,2

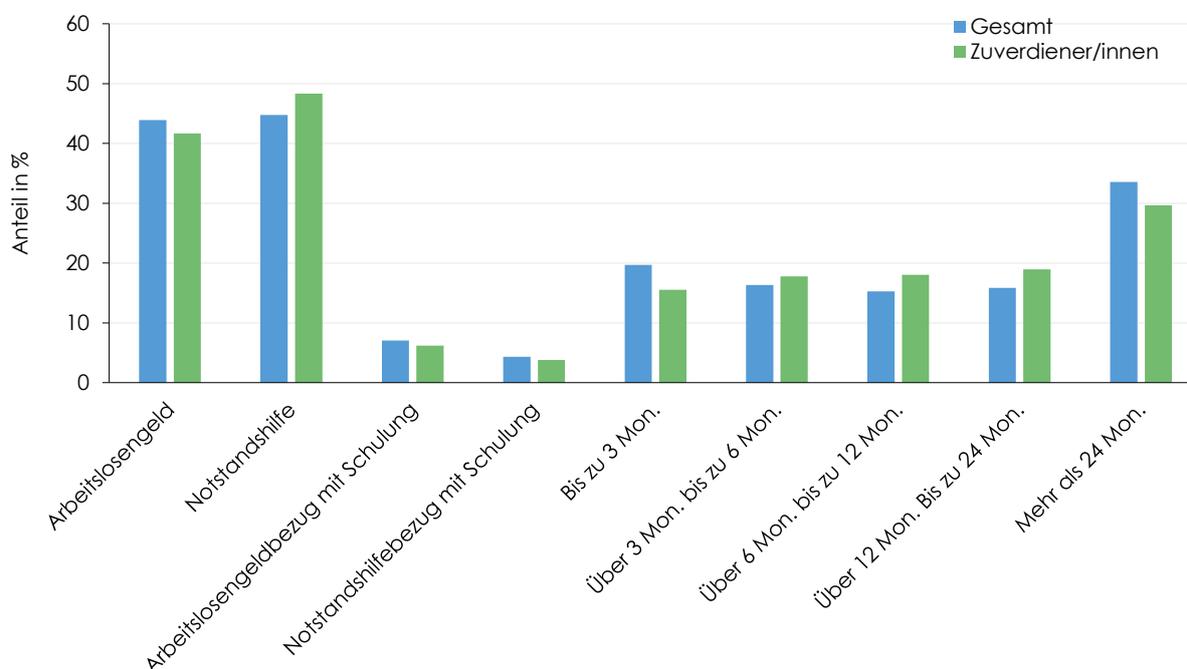
Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Empfängerinnen und Empfänger von BMS-/Sozialhilfe sind unter den Leistungsbeziehenden mit Wiedereinstellung, mitunter bedingt durch die größere Leistungshöhe und die kürzeren Bezugsdauern, mit rund 6% (gesamt: 12%) deutlich unterrepräsentiert. Mit etwa 630 Mio. € entfallen rund 20% der simulierten Ausgaben für Arbeitslosengeld und Notstandshilfe auf Leistungsbeziehende, die zu ihrem letzten Arbeitgeber zurückkehren.

5.2 Geringfügiger Zuverdienst

Im Jahresdurchschnitt 2021 lag der Anteil von Leistungsbeziehenden, die während ihres Bezugs im Jahr 2021 einen geringfügigen Zuverdienst hatten, an allen Leistungsbeziehenden bei rund 10%. Die Struktur der Arbeitslosigkeit unterscheidet sich deutlich von jener der restlichen Leistungsbeziehenden (Abbildung 12 und Abbildung 13). Mit knapp 48% wurde einer geringfügigen Beschäftigung im Durchschnitt leicht häufiger während Notstandshilfebezug nachgegangen als während ALG-Bezug. Zwar sind Zuverdienende bei Leistungsbezugsdauern bis zu 3 Monaten unterrepräsentiert, allerdings verzeichnen Zuverdienende auch einen geringeren Anteil von Personen, die mehr als 24 Monate im Leistungsbezug sind.

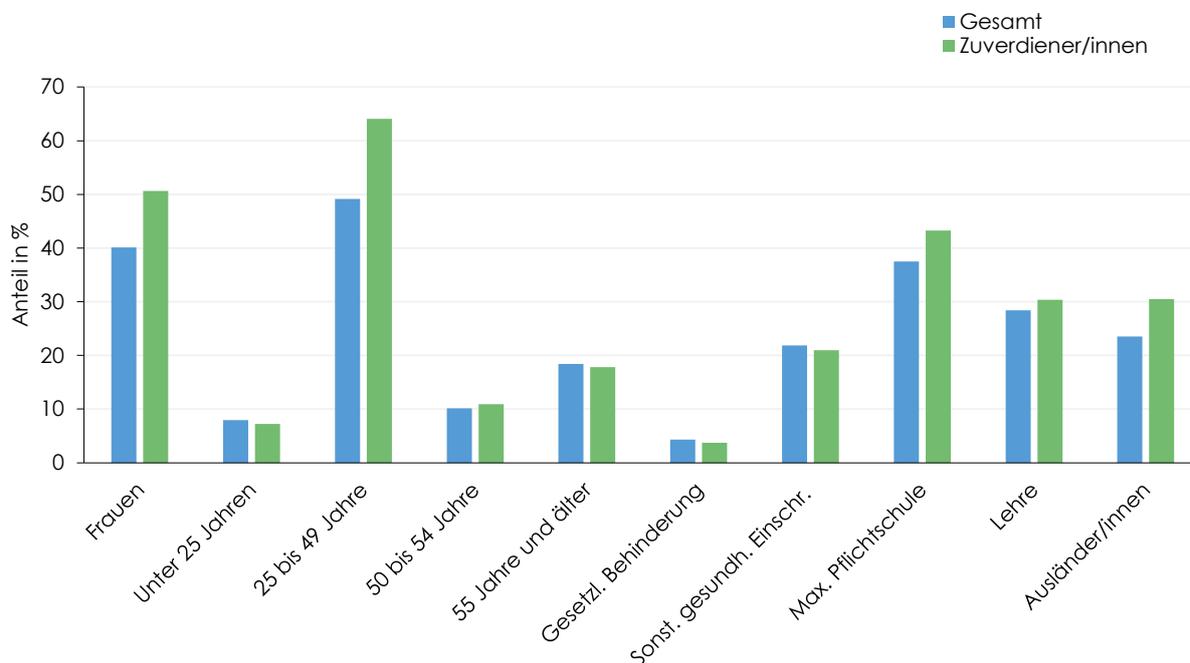
Abbildung 12: **Anteile leistungsbezogener Merkmale der Leistungsbeziehenden mit Zuverdienst, 2021**



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Zuverdiener/innen: Leistungsbeziehende mit geringfügiger Beschäftigung. Gesamt: alle Leistungsbeziehenden.

Leistungsbeziehende mit geringfügigem Zuverdienst sind überdurchschnittlich oft Frauen (51%, gesamt: 47%). Auch der Anteil der Frauen mit Kindern ist überdurchschnittlich (22%, gesamt 19%). Ebenso dominieren nach Haushaltstyp Haushalte mit Kindern: Alleinerziehende liegen um rund 2,8 Prozentpunkte bzw. 23% über dem Durchschnitt aller Leistungsbeziehenden, Paarhaushalte mit Kindern um rund 3,8 Prozentpunkte bzw. 18% über dem Durchschnitt. Geringfügiger Nebenverdienst ist im Haupterwerbssalter (25 bis 49 Jahre) überdurchschnittlich konzentriert (64%, gesamt: 57%). 30% Zuverdienerinnen und Zuverdiener besitzen keine österreichische Staatsbürgerschaft (gesamt: 27%). Der hohe Anteil von Frauen im Haupterwerbssalter mit Kindern deckt sich mit den Befunden in Eppel und Mahringer (2019).

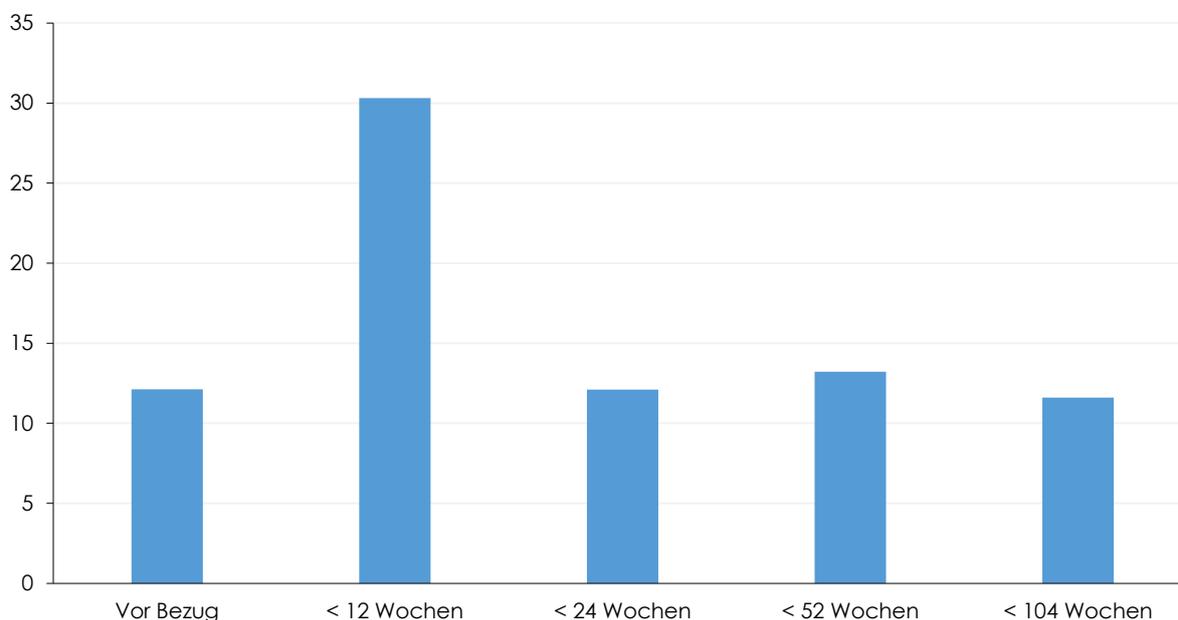
Abbildung 13: **Anteile soziodemographischer Merkmale der Leistungsbeziehenden mit Zuverdienst, 2021**



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Zuverdiener/innen: Leistungsbeziehende mit geringfügiger Beschäftigung. Gesamt: alle Leistungsbeziehenden.

Betrachtet man die Dauer, die seit der Zuerkennung des Arbeitslosengeldes und der ersten geringfügigen Beschäftigung während des Leistungsbezugs im Jahr 2021 liegt (es können Unterbrechungen des Leistungsbezuges vorliegen), ergibt sich die in Abbildung 14 dargestellte Verteilung. Für rund 30% der Zuverdienenden lagen weniger als 12 Wochen zwischen der Zuerkennung des Arbeitslosengeldes und dem Beginn der geringfügigen Beschäftigung. Für knapp ein Drittel (32%) lagen zwischen Zuerkennung und geringfügiger Beschäftigung mehr als 52 Wochen. Geringfügige Beschäftigungen bestehen teils bereits vor Beginn des Leistungsbezuges (rund 12% der Fälle).

Abbildung 14: **Dauer von Zuerkennung bis geringfügige Beschäftigung, 2021**



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Leistungsbezugsdauer ab Zuerkennung des Arbeitslosengeldes bis zur ersten geringfügigen Beschäftigung im Jahr 2021.

Der durchschnittliche Tagsatz für Leistungsbeziehende während einer geringfügigen Beschäftigung (Übersicht 10) liegt mit insgesamt 27,9 € unter dem Durchschnitt aller Leistungsbeziehenden (-0,3 €). Diese Differenz ist auf den deutlich niedrigeren Arbeitslosengeldbezug zurückzuführen (-1,2 €); die Höhe der durchschnittlichen Notstandshilfe liegt über jener für alle Leistungsbeziehenden (-0,8 €). Auffallend sind die im Schnitt höheren Ergänzungsbeträge sowohl während AIG- (+0,4 €) als auch NH-Bezug (-0,2€).

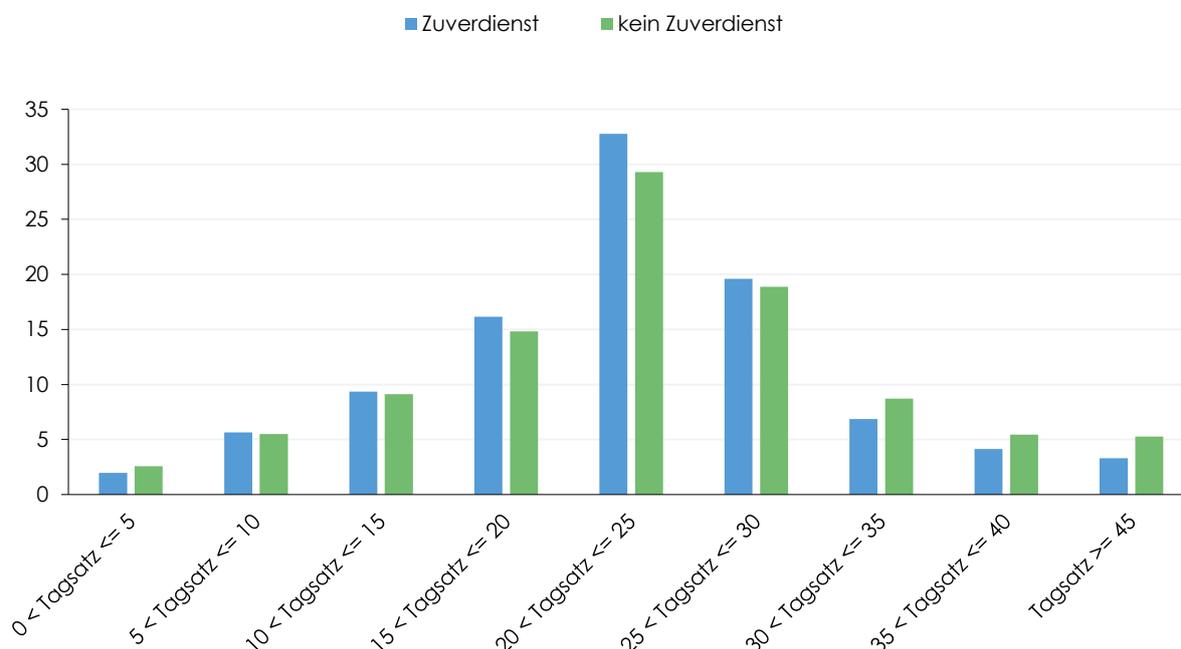
Übersicht 10: Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Leistungsbeziehende mit Zuverdienst 2021)

	Tagsatzleistung	Grundbetrag	Familienzuschläge In €	Ergänzungsbetrag
Gesamt	27,9	25,9	0,7	2,1
Arbeitslosengeld	29,6	27,0	0,7	1,9
Notstandshilfe	26,3	24,9	0,8	2,3

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Betrachtet man nicht nur jene Zeitspanne, in die die geringfügige Beschäftigung fällt, sondern den Tagsatz während der gesamten Leistungsbezugsdauer, zeigt sich auch hier, dass Leistungsbeziehende mit geringfügigem Zuverdienst tendenziell niedrigere Leistungshöhen erhalten (Abbildung 15).

Abbildung 15: **Verteilung der Tagsätze nach Zuverdienst, 2021**



Mit rund 325 Mio. € entfallen etwa 10% der simulierten Ausgaben für Arbeitslosengeld und Notstandshilfe auf Zeiten, in denen Arbeitslose während ihres Leistungsbezuges geringfügig beschäftigt waren.

6. Simulation einer degressiveren Gestaltung der Nettoersatzrate

Da die Leistungshöhe Einfluss auf die Leistungsdauer haben kann (vgl. Kapitel 3.1), ist sie grundsätzlich geeignet Arbeitsaufnahmeanreize zu schwächen oder zu verstärken. In Österreich steht in diesem Zusammenhang derzeit eine degressive Gestaltung des Arbeitslosengeldbezugs zur Diskussion. Ziel der vorliegenden Simulationen ist es, die Möglichkeiten und Grenzen eines solchen degressiven Systems aufzuzeigen und mittels einfacher und transparenter Annahmen, Wirkungsweisen einzelner Systemkomponenten sowie deren Zusammenspiel darzustellen.

Analysiert werden drei Aspekte:

- die Auswirkung auf die Zahl und Struktur der Leistungsbeziehenden,
- die Auswirkungen auf die Leistungshöhe, und
- die Auswirkungen auf die Ausgaben von Existenzsicherungsleistungen.

Insgesamt werden für das beschriebene System, zuzüglich zum Basisszenario ("ALG aktuell", "ALG Alt"), welches die aktuellen Regelungen abbildet, 6 Szenarien simuliert:

1. Einführung der Degression ohne Berücksichtigung von Verhaltensänderungen,
2. Ergänzung von Szenario 1 um eine moderate Änderung im Abgangsverhalten,
3. Ergänzung von Szenario 1 um eine stärkere Änderung im Abgangsverhalten,
4. Ergänzung von Szenario 3 mit Anstieg der Zugänge durch Recalls um 1%,
5. Ergänzung von Szenario 3 mit Anstieg der Zugänge durch Recalls um 3%,
6. Ergänzung von Szenario 3 mit Anstieg der Zugänge durch Recalls um 5%.

Der Vergleich mit der Basissimulation, also dem gegenwärtigen System, gibt dabei die auf den Annahmen beruhenden Effekte gegenüber dem Status quo wieder. Der Vergleich von Szenario 2 und Szenario 3 mit Szenario 1 kann herangezogen zu werden, um zu quantifizieren, wie hoch der Einfluss der degressiven Gestaltung an sich ist und welche zusätzlichen Effekte sich durch die Verhaltensänderung ergeben. Aus dem Vergleich der Szenarien 4 bis 6 mit dem Szenario 3 ergibt sich, wie stark der Effekt der Degression und der damit einhergehenden Verhaltensreaktion durch den, ebenfalls von der Degression ausgelösten, Anstieg der Zugänge zu Arbeitslosigkeit gedämpft wird.

6.1 Annahmen

Für die Simulation einer degressiveren Gestaltung der Nettoersatzrate wird auf die bereits in Fink et al. (2021) zur Anwendung gebrachte Ausgestaltung zurückgegriffen, für die folgende Annahmen getroffen werden:

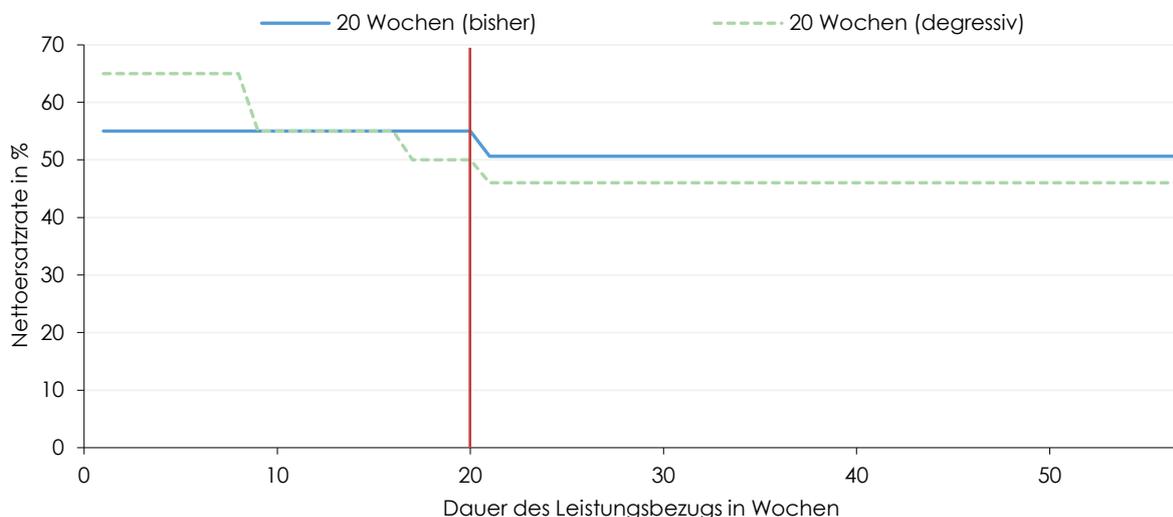
- Zu Beginn der Arbeitslosigkeit beträgt die Nettoersatzrate 65%.
- Anschließend sinkt sie nach jeweils acht Wochen auf 55% und letztlich auf 50%.
- Diesen Wert behält sie bis zum Auslaufen des ALG-Anspruches bei.
- Die Notstandshilfe entspricht weiterhin 92% (95% bei niedrigem ALG-Grundbetrag) des Arbeitslosengeldes und damit einer Nettoersatzrate von 46% (47,5%).
- Alle weiteren Gestaltungselemente (Anspruchsvoraussetzungen, Anspruchsdauer, Familienzuschläge etc.) werden beibehalten.

Ebenso beibehalten wird die derzeitige Form des Schulungsarbeitslosengeldes bzw. der Schulungsarbeitslosennotstandshilfe: Schulungsteilnahmen werden nicht an Zeiten des Leistungsbezugs angerechnet. Eine Schulungsteilnahme verhindert den Übertritt in die nächste Degressionsstufe. Eine Diskussion möglicher Anreizwirkungen findet sich in Fink et al. (2021).

Für die Erhöhung der Nettoersatzrate des Grundbetrags von 55% auf 65% wird keine anreizsenkende Wirkung unterstellt. In der Literatur finden sich jedoch Belege dafür, dass eine Erhöhung der Leistung zu einer eben solchen führt. Die präsentierten Ergebnisse sind in dieser Hinsicht als Obergrenze des Effekts zu interpretieren.

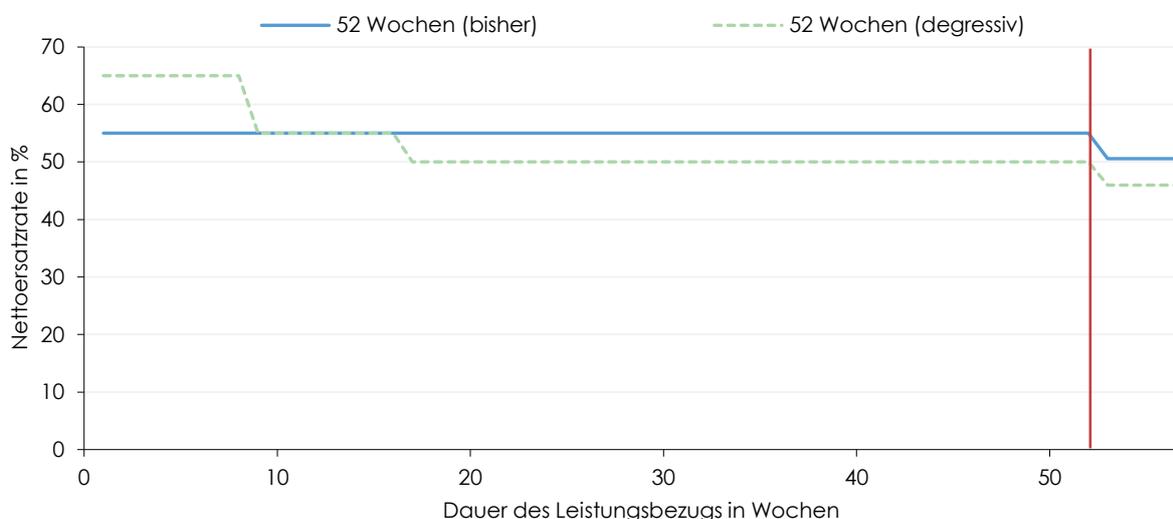
Abbildung 16 und Abbildung 17 stellen den degressiven Verlauf des Grundbetrages für eine Person mit Leistungsanspruch von 20 Wochen bzw. 52 Wochen sowohl im Status quo als auch unter dem oben beschriebenen degressiv gestalteten Arbeitslosengeld dar.

Abbildung 16: **Degressiver Verlauf des Grundbetrags für eine Person mit Leistungsanspruch von 20 Wochen**



Q: WIFO-Darstellung. – Die vertikale Linie markiert den Übergang zur Notstandshilfe.

Abbildung 17: **Degressiver Verlauf des Grundbetrags für eine Person mit Leistungsanspruch von 52 Wochen**



Q: WIFO-Darstellung. – Die vertikale Linie markiert den Übergang zur Notstandshilfe.

Sollte es durch die degressionsbedingte Verhaltensänderung zu einem früheren Abgang aus Arbeitslosigkeit kommen, der nicht in einer Beschäftigungsaufnahme mündet, kann es zu einem Übertritt in die BMS/Sozialhilfe kommen. In solchen Fällen wird der BMS-Bezug simuliert (vgl. Kapitel 4.2).

6.2 Implementierung der Verhaltensänderung

Für die Berücksichtigung von Verhaltensänderungen im Abgangsverhalten durch die degressive (bzw. degressivere²⁴) Gestaltung der Leistungshöhe wird auf das Konzept von Elastizitäten zurückgegriffen. Die Elastizität beschreibt die relative Veränderung einer Größe als Reaktion auf die relative Veränderung einer anderen Größe. Eine Elastizität der Arbeitslosigkeits- oder Bezugsdauer bezüglich der Leistungshöhe von 2 bedeutet beispielsweise, dass die Bezugsdauer um 2% steigt, wenn die Leistungshöhe um 1% steigt. Die Implementierung folgt dabei jener in Fink et al. (2021): Bei Erreichen eines Degressionssprungs wird die Elastizität auf die Restbezugsdauer angewendet, wobei die Veränderung der Leistungshöhe relativ zu jener im Status quo betrachtet wird.

Abweichend von Fink et al. (2021) wird nach der Qualität des Abgangs (Abgang in Beschäftigung oder Abgang in Erwerbsinaktivität) unterschieden. Als ein Abgang aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung wird jeder Eintritt in Beschäftigung definiert, der innerhalb von 14 Tagen nach Bezugsende erfolgt. Endet der Leistungsbezug ohne einen solchen Beschäftigungseintritt, wird ein Abgang in Erwerbsinaktivität unterstellt. Hierfür wird die vereinfachende Annahme getroffen, dass sich der Abgangstyp nicht von jenem unterscheidet, der ohne degressive Gestaltung beobachtet worden wäre. Personen, die in Erwerbsinaktivität abgehen, treten potentiell in das nachgelagerte System der Mindestsicherung bzw. Sozialhilfe über (vgl. Kapitel 4.2). Wenn eine Beschäftigungsaufnahme im Vergleich zum Status quo früher eintritt, wirkt das über Sozialversicherungsbeiträge und Einkommensteuer fiskalisch auf der Einnahmenseite, wobei die Höhe dieses Effekts vom Abstand zum Austritt im Status quo abhängt. Diese einnahmenseitigen Effekte bleiben in der vorliegenden Studie unberücksichtigt.

Die in der Literatur beschriebenen Elastizitäten der Arbeitslosigkeitsdauer bezüglich der Leistungshöhe variieren deutlich: Es werden Werte von 0,1 (USA) bis 1,6 (Schweden) gefunden. Card, Lee, et al. (2015) schätzen für Österreich eine Elastizität der Dauer bis zur Beschäftigungsaufnahme bezüglich der Leistungshöhe von 1,37 bei niedrigeren Einkommen und von 2,04 bei höheren Einkommen. Die im internationalen Vergleich höhere Elastizität wird darauf zurückgeführt, dass die Dauer der Erwerbslosigkeit – im Gegensatz zur Dauer der Arbeitslosigkeit – gemessen wird. Vor diesem Hintergrund scheint die Annahme einer Elastizität von 1 für Österreich zumindest nicht unplausibel hoch. Bei einem 20-wöchigen Leistungsbezug (140 Tage) und einer Elastizität von 1 würde sich bei einer einprozentigen Senkung der Leistungshöhe der Leistungsbezug um 1,4 Tage reduzieren. Vereinfachend wird angenommen, dass die Elastizität im Bezugsverlauf weitgehend konstant bleibt. Alternativ wird zusätzlich ein Szenario mit einer Elastizität von 2 simuliert, um die Sensitivität der Ergebnisse hinsichtlich der gewählten Höhe der Elastizität darzustellen.

Die beschriebenen Elastizitäten sind jeweils mittlere Werte. Um die Heterogenität der Effektstärke einer geänderten Nettoersatzrate (vgl. Kapitel 3.1.3) im Modell einfließen zu lassen, werden für einige Personengruppen von der Basiselastizität (1 bzw. 2) abweichende Annahmen

²⁴) Beim Übertritt vom Arbeitslosengeldbezug zum Bezug der Notstandshilfe gibt es auch im aktuellen System einen Degressionssprung. Auch der Wegfall des Berufs- bzw. Einkommenschutzes im Verlauf der Arbeitslosigkeit stellt implizit ein degressives Element dar.

getroffen (Übersicht 11). Aus der Evaluierungsliteratur zu Österreich lässt sich etwa ableiten, dass besonders von Gruppen mit (mehrfachen) Vermittlungshindernissen eine verminderte bis ausbleibende Reaktion zu erwarten ist. Entsprechend wird für Personen ab dem 50. Lebensjahr und für Personen mit gesundheitlichen Beeinträchtigungen eine Elastizität von 0 angenommen. Eppel et al. (2016) zeigen, dass auf eine Verlängerung des ALG-Bezugs, die eine implizierte Erhöhung der nachfolgenden Notstandshilfe bzw. unter damals gültiger Anrechnung des Partner Einkommens das Verhindern des Entfalls der Notstandshilfe darstellt, besonders Frauen mit Partner reagieren. Für sie wird in der Simulation daher auch nach dem Erreichen des 50. Lebensjahres eine Reaktion erlaubt und eine Elastizität von 0,75 angenommen. Bei alleinstehenden Frauen kann kein signifikanter Effekt beobachtet werden. Für Personen, die länger als drei Monate arbeitslos sind, wird eine verminderte Elastizität von 0,85 angenommen. Personen unter 25 Jahren wird eine höhere Elastizität von 1,25 zugeschrieben. Für Leistungsbeziehende, die zum selben Dienstgeber zurückkehren (vorübergehende Beschäftigungsbeendigungen), wird eine stark verminderte Elastizität von 0,1 angenommen. Im Szenario mit einer Elastizität von 2 werden die relativen Abweichungen einzelner Personengruppen von der Basiselastizität aus Szenario 2 übernommen. Damit ergeben sich die in Übersicht 11 dargestellten Elastizitäten.

Übersicht 11: **Angenommene Elastizitäten nach Personengruppen**

	Szenario 1	Szenario 2	Szenario 3
Grundannahme	0,00	1,00	2,00
Davon abweichende Annahmen für:			
Unter 25 Jahre	0,00	1,25	2,50
Arbeitslosigkeitsdauer > 3 Monate	0,00	0,85	1,70
Frauen über 50 Jahre mit Partner	0,00	0,75	1,50
Frauen über 50 Jahre ohne Partner	0,00	0,00	0,00
Männer über 50 Jahre	0,00	0,00	0,00
Gesundheitliche Beeinträchtigung	0,00	0,00	0,00
Recalls	0,00	0,10	0,20

Q: WIFO. Recall: Rückkehr zum selben Dienstgeber.

In Fink et al. (2021) erfolgte die erste Implementierung von Verhaltensänderungen arbeitsloser Personen als unmittelbare Reaktion auf die Umstellung auf einen stärker degressiven Verlauf der Nettoersatzrate. Außer Acht blieben der Effekte von vorübergehenden Beschäftigungsveränderungen.

Die Einführung eines stärker degressiven Verlaufs der Nettoersatzrate dürfte sich aufgrund der Beschäftigungsdynamik kaum auf die Arbeitsanreize jener Personen auswirken, deren Beschäftigungsende nur von vorübergehender Natur ist (z. B. Saisonarbeitslosigkeit). Gleichzeitig dürfte ein stärker degressiver Verlauf mit einer Nettoersatzrate, die zumindest teilweise über dem Status quo liegt, durch die finanzielle Attraktivierung, die in Österreich übliche Praxis, Nachfrageschwankungen durch kurzfristigen Personalabbau zu kompensieren (vgl. Eppel et al., 2017, 2018; Nekoei & Weber, 2020), forcieren. Das könnte zu einer Erhöhung des Arbeitslosenbestandes führen.

Die empirische Evidenz deutet auf einen signifikant positiven Effekt der Leistungshöhe auf den Zugang zu Arbeitslosigkeit hin. Auch längere maximale Leistungsbezugsdauern, die in der Regel implizit einer Erhöhung der Leistung gleichkommen, wirken positiv auf das Arbeitslosigkeitsrisiko und die Kündigungswahrscheinlichkeit. Ältere Studien zur Arbeitslosigkeit in den USA finden Elastizitäten der Inanspruchnahmewahrscheinlichkeit bezüglich der Leistungshöhe im Bereich von 0.22-1.02. Eine rezentere Arbeit zu Österreich (Nekoei & Weber, 2020) analysiert vorübergehende Beschäftigungsbeendigungen bzw. Wiedereinstellungszusagen. Es zeigt sich, dass bei einer Verlängerung der maximalen Bezugsdauer von 20 auf 39 Wochen, also bei einer Erhöhung um nahezu den Faktor zwei, die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit von temporären Beschäftigungsbeendigungen um 2,4 Prozentpunkte steigt.

In Szenario 3, welches die Basis für jene Szenarien bildet, die Recall-Arbeitslosigkeit berücksichtigen, steigt der durchschnittliche Tagsatz für Arbeitslose, die zu ihrem früheren Dienstgeber zurückkehren, um rund 4% (mit und ohne BMS-Aufstockung). Bei einer Elastizität von 0.5, die im Mittelfeld der frühen US-Studien liegt, ergäbe sich eine Erhöhung des Zustroms um 2%. Ausgehend davon, dass sich die Zugangswahrscheinlichkeit bei temporären Beschäftigungsbeendigungen stärker erhöht als bei Beschäftigten, die keine Wiedereinstellungszusage haben (Nekoei & Weber, 2020), dürften die in den US-Studien gefunden Elastizitäten jene der Arbeitslosen mit Wiedereinstellungszusagen bzw. solchen, die wiedereingestellt werden, unterschätzen, da sie nicht auf diese Gruppe Arbeitsloser beschränkt sind. Legt man den Anstieg in der Wahrscheinlichkeit von temporären Beschäftigungsbeendigungen, den Nekoei und Weber (2020) finden (+2,4 Prozentpunkte), auf die Veränderung des durchschnittlichen Tagsatzes von Leistungsbeziehenden und Leistungsbezieherinnen mit Wiedereinstellung um (Anstieg um den Faktor 1,04), ergäbe sich ein Anstieg der Leistungsbeziehenden mit Wiedereinstellung um rund 7%.

Darüber hinaus ist von bestimmten Personengruppen unabhängig von der ihnen zugewiesenen Elastizität keine Verhaltensänderung zu erwarten, da sich für diese Gruppe zwar bedingt durch die Degression der Grundbetrag des Arbeitslosengeldes ändert, nicht jedoch der tatsächliche Tagsatz. So kann die effektive Nettoersatzrate etwa für Personen mit Anspruch auf Familienzuschläge und geringem Arbeitslosengeld bis zu 80% des täglichen Nettoeinkommens betragen (vgl. den Exkurs zu systemimmanenten Grenzen der Degression in Fink et al. (2021)).

Die Elastizitäten wirken ihrem Prinzip nach in beide Richtungen, also dauerreduzierend bei einem Sinken des Bezuges und dauerverlängernd bei einer Erhöhung des Bezuges. Für die nachfolgenden Simulationen werden nur die dauerreduzierenden Effekte berücksichtigt. Die Simulationsergebnisse stellen daher in dieser Hinsicht – gegeben die anderen Annahmen – die maximal mögliche Reduktion der Leistungsdauer dar.

6.3 Auswirkung auf die Zahl der Beziehenden

Im simulierten AIV-System werden die Anspruchsvoraussetzungen des gegenwärtigen Systems übernommen. Es kommt also weder zu einem generellen Anspruchsverlust noch zu einer Änderung der zuerkannten Bezugsdauern. Die Zahl der Beziehenden ändert sich aufgrund der in den Szenarien vom Status quo unterschiedlich langen Bezugsdauern, die in die Berechnung des Jahresdurchschnittsbestandes einfließen. Bei Arbeitslosigkeitsepisoden, die bereits vor dem Betrachtungsjahr 2021 begründet wurden, kann eine verkürzte Bezugsdauer jedoch dazu

führen, dass die entsprechende Episode schon vor dem Jahr 2021 beendet wird und die arbeitslose Person im Bestand des Jahres 2021 nicht mehr aufscheint.

Entsprechend ändert sich die Zahl der Leistungsbezieherinnen und -bezieher im Vergleich zu Badelt et al. (2019) in überschaubarem Ausmaß (Übersicht 12). In Szenario 1, das noch keine Verhaltensanpassung der Leistungsbeziehenden vorsieht, ändert sich der Jahresdurchschnittsbestand per Definition nicht. In Szenario 2, das Verhaltensänderungen berücksichtigt, sinkt die Zahl der Beziehenden im Jahresdurchschnitt 2021 um rund 1.400 Personen. Werden stärkerer Reaktionen auf die Veränderung der Leistungshöhe angenommen (Szenario 3), sinkt der Durchschnittsbestand um rund 3.400 Personen. Ein Großteil der Reduktion (Szenario 2: -0,4%, Szenario 3: -1,1%) geht auf die Abnahme der Zahl der Notstandshilfebezieherinnen und -bezieher (Szenario 2: -0,7% bzw. 80% der Reduktion, Szenario 3: -1,8% bzw. 77% der Reduktion) zurück. Bei zunehmender Stärke der Verhaltensreaktion sinkt auch der Bestand an AIG-Beziehenden, also jenen Personen mit tendenziell kürzeren Bezugsdauern.

Übersicht 12: **Veränderung gegenüber dem Jahresdurchschnittsbestand 2021 nach Leistungsart**

Leistungsart	Abweichung zum Bestand 2021					
	Szenario 1	Szenario 2	Szenario 3	Szenario 4	Szenario 5	Szenario 6
	Anzahl Personen					
Arbeitslosengeld	0	-234	-632	-215	618	1.452
Notstandshilfe	0	-889	-2.228	-2.100	-1.844	-1.588
Arbeitslosengeldbezug mit Schulung	0	-49	-134	-114	-73	-33
Notstandshilfebezug mit Schulung	0	-182	-382	-371	-348	-325
Gesamt	0	-1.354	-3.377	-2.800	-1.647	-493

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Werden Effekte auf den Zugang in den Leistungsbezug berücksichtigt (Szenario 4 bis Szenario 6), wird der bestandsmindernde Effekt der Degression (gemäß Szenario 3) gedämpft. In Szenario 6, in dem eine Erhöhung der vorübergehenden Beschäftigungsbeendigungen von 5% angenommen wird, reduziert sich der senkende Effekt der Degression auf rund 1/7 des ursprünglichen Werts (Szenario 3). Der Jahresdurchschnittsbestand sinkt um 0,2% gegenüber dem Status quo. Aufgrund der Struktur der Arbeitslosen mit späterer Wiedereinstellung beim selben Arbeitgeber (Kapitel 5.1) kommt es vorwiegend zu einem Anstieg der AIG-Bezieherinnen und -Bezieher. Ihr Bestand liegt bereits in Szenario 5 über jenem im Status quo (Szenario 5: +0,4%, Szenario 6: +0,9%).

6.4 Auswirkungen auf die Leistungshöhe

Hat die Nettoersatzrate (d. h. ohne Familienzuschläge und Ergänzungsbetrag) bisher einheitlich für alle Arbeitslose 55% betragen, so sieht das implementierte Modell eine höhere Einstiegersatzrate (65%) mit einer Degression, die – vom Übertritt in die Notstandshilfe abgesehen – bei 50% endet, vor. Die Leistungshöhe liegt anfangs über, und mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit, unter der Leistungshöhe im Status quo. Die Notstandshilfe leitet sich im neuen System

unverändert von der Höhe des davor bezogenen Arbeitslosengeldes ab. Ihr Grundbetrag sinkt also ebenfalls.

Übersicht 13 zeigt die sich ergebenden durchschnittlichen Tagsätze, Grundbeträge, Familienzuschläge und Ergänzungsbeträge in Szenario 1 bis Szenario 3. Durch die Degression kommt es ohne Berücksichtigung von Verhaltensänderungen (Szenario 1) zu einer Senkung des durchschnittlichen Grundbetrages um rund 0,5 €. Bedingt durch einen gleichzeitigen Anstieg der Ergänzungsbeträge kommt es beim durchschnittlichen Tagsatz jedoch sogar zu einer Erhöhung um etwa 0,2 €. Bei getrennter Betrachtung nach Leistungsart zeigt sich eine deutlich unterschiedliche Wirkung. Während der durchschnittliche Grundbetrag des Arbeitslosengeldes deutlich um 1,1 € (+3,9%) steigt und sich die Ergänzungsbeträge im Durchschnitt kaum ändern, kommt es bei Notstandshilfebeziehenden zu einer markanten Reduktion des Grundbetrages um 2,1 € (-8,6%) und einem Anstieg der Ergänzungsbeträge um 1,4 € (+66%).

Übersicht 13: **Komponenten des durchschnittlichen Tagsatzes: Szenario 1 bis 3**

	Tagsatzleistung	Grundbetrag	Familienzuschläge In €	Ergänzungsbetrag
Aktuelles AIG				
Gesamt	28,2	26,5	0,6	1,8
Arbeitslosengeld	30,8	28,7	0,6	1,5
Notstandshilfe	25,5	24,4	0,6	2,1
Szenario 1				
Gesamt	28,4	26,0	0,6	2,5
Arbeitslosengeld	31,9	29,8	0,6	1,5
Notstandshilfe	24,8	22,3	0,6	3,5
Szenario 2				
Gesamt	28,4	26,0	0,6	2,5
Arbeitslosengeld	31,9	29,8	0,6	1,5
Notstandshilfe	24,7	22,3	0,6	3,5
Szenario 3				
Gesamt	28,4	26,0	0,6	2,5
Arbeitslosengeld	31,9	29,8	0,6	1,6
Notstandshilfe	24,7	22,2	0,6	3,5

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Die angenommenen Verhaltenseffekte der Degression (Szenario 2 und Szenario 3) führen zu vergleichsweise marginalen zusätzlichen Effekten auf den Tagsatz und seine Komponenten. Der größte Effekt ist beim Tagsatz der Notstandshilfe in Szenario 3 (stärkerer Verhaltenseffekt) zu verzeichnen, wo es zu einem weiteren Sinken um 0,2 € gegenüber Szenario 1 kommt. Alle weiteren Änderungen bewegen sich im Centbereich.

Auch die Veränderungen im Zugang zum Leistungsbezug in den Szenarien 4 bis 6 (Übersicht 14) sind im Vergleich zu Szenario 3, das die Basis für diese Szenarien darstellt, mit Größenordnungen im einstelligen Centbereich vernachlässigbar.

Übersicht 14: **Komponenten des durchschnittlichen Tagsatzes: Szenario 4 bis 6**

	Tagsatzleistung	Grundbetrag	Familienzuschläge In €	Ergänzungsbetrag
Aktuelles AIG				
Gesamt	28,2	26,5	0,6	1,8
Arbeitslosengeld	30,8	28,7	0,6	1,5
Notstandshilfe	25,5	24,4	0,6	2,1
Szenario 4				
Gesamt	28,4	26,0	0,6	2,5
Arbeitslosengeld	31,9	29,8	0,6	1,5
Notstandshilfe	24,7	22,2	0,6	3,5
Szenario 5				
Gesamt	28,4	26,0	0,6	2,5
Arbeitslosengeld	31,9	29,8	0,6	1,5
Notstandshilfe	24,7	22,2	0,6	3,5
Szenario 6				
Gesamt	28,4	26,0	0,6	2,5
Arbeitslosengeld	31,9	29,8	0,6	1,5
Notstandshilfe	24,7	22,2	0,6	3,5

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Insgesamt hat die Degression einen nach Leistungsart heterogenen Effekt auf die durchschnittliche Leistungshöhe; dieser dürfte in erster Linie auf die Degression selbst und nicht auf die mit ihr einhergehenden Anreizwirkungen zurückzuführen sein. Besonders für Notstandshilfebeziehende wirkt der Ergänzungsbetrag im Durchschnitt deutlich dämpfend auf die Degression. Die Stärke der Verhaltensänderungen spielt sowohl beim Zugang zu als auch beim Abgang aus dem Leistungsbezug eine untergeordnete Rolle für die Höhe des durchschnittlichen Tagsatzes und seine Komponenten.

Im Einklang mit diesen Ergebnissen zeigt sich auch nach Personengruppen, dass für die Mehrzahl an Personen je Gruppe das degressive AIG kaum Einfluss auf die Höhe der Leistung hat (Abbildung 18). Für rund 63% der Leistungsbeziehenden bewegt sich die Änderung des Tagsatzes im Bereich von +/- 0,5 €. Ohne Berücksichtigung von Verhaltensänderungen profitieren rund 17% aller Leistungsbeziehenden und -bezieher des Jahres 2021 vom neuen System hinsichtlich der Leistungshöhe: Ihre Bezüge übersteigen jene, die ihnen unter der bisherigen Regelung zugestanden wurden, um mehr als 0,5 €. Das trifft besonders auf Personen mit kürzeren Arbeitslosigkeitsepisoden zu, die von der anfänglich höheren Ersatzrate profitieren, aber kaum Einbußen durch die Degression hinnehmen müssen.

Es zeigt sich ein klares Altersprofil: Unter-25-Jährige profitieren überdurchschnittlich und verlieren unterdurchschnittlich viel, während es sich bei Personen ab 50 Jahren und insbesondere ab 55 Jahren umgekehrt darstellt. Personen ab 55 Jahren sind unter den AIG- und NH-Beziehende die Gruppe, die am deutlichsten gegenüber dem gegenwärtigen System verlieren; rund 31% der Beziehenden in dieser Altersgruppe verlieren gegenüber dem Status quo täglich mehr als 0,5 €. Zu den Verliererinnen und Verlierern des degressiven Systems zählen auch Personen mit gesetzlichem Behindertenstatus und Menschen mit gesundheitlichen Einschränkungen: Sie verlieren überdurchschnittlich oft (23% der Beziehenden und Bezieher) und gewinnen deutlich

unterdurchschnittlich oft im Vergleich zum Status quo (8% der Beziehenden). Ein markanter Unterschied ist erwartungsgemäß auch nach der Art der Leistung erkennbar, wobei NH-Beziehende nahezu ausschließlich gleich oder schlechter gestellt sind als im gegenwärtigen System (rund 99%) und AIG-Beziehende besonders häufig profitieren (rund 33%).

Frauen profitieren anteilmäßig weniger oft als Männer vom degressiven Arbeitslosengeld, allerdings verlieren sie auch weniger häufig. Der Grund hierfür liegt in der unterschiedlichen Leistungshöhe – bereits ohne Degression. Im Durchschnitt sind die Leistungshöhen von Frauen geringer und daher der Ergänzungsbetrag bedeutender²⁵). Der Frauenanteil an den Anspruchsberechtigten für den Ergänzungsbetrag beträgt 58%. Frauen haben also schon vor einer Erhöhung der Eingangsnettoersatzrate auf 60% häufiger eine Ersatzrate von bis zu 60 oder 80%, sie profitieren daher seltener von der höheren Nettoersatzrate zu Beginn des Leistungsbezuges. Gleichzeitig verhindert der Ergänzungsbetrag eine wirksame Degression, Frauen verlieren weniger häufig, wenn die Nettoersatzrate im neuen System unter jene des gegenwärtigen Systems absinkt.

Wie bereits bei der durchschnittlichen Leistungshöhe wirken die implementierten Verhaltensänderungen nicht wesentlich auf die Verteilung der Veränderung der Leistungshöhe. Selbst unter der Annahme stärkerer Verhaltensänderungen (Szenario 3) kommt es lediglich zu weiteren Verschiebungen gegenüber Szenario 1 (Degression ohne Verhaltensänderung) um +/- einen Prozentpunkt. Auch hier dürfte der Großteil des Effektes mehr auf die Degression an sich als ihre Anreizwirkung zurückzuführen sein²⁶). Die Berücksichtigung von Effekten der Degression auf den Zugang zu Arbeitslosigkeit ändert an diesem Ergebnis nichts²⁷).

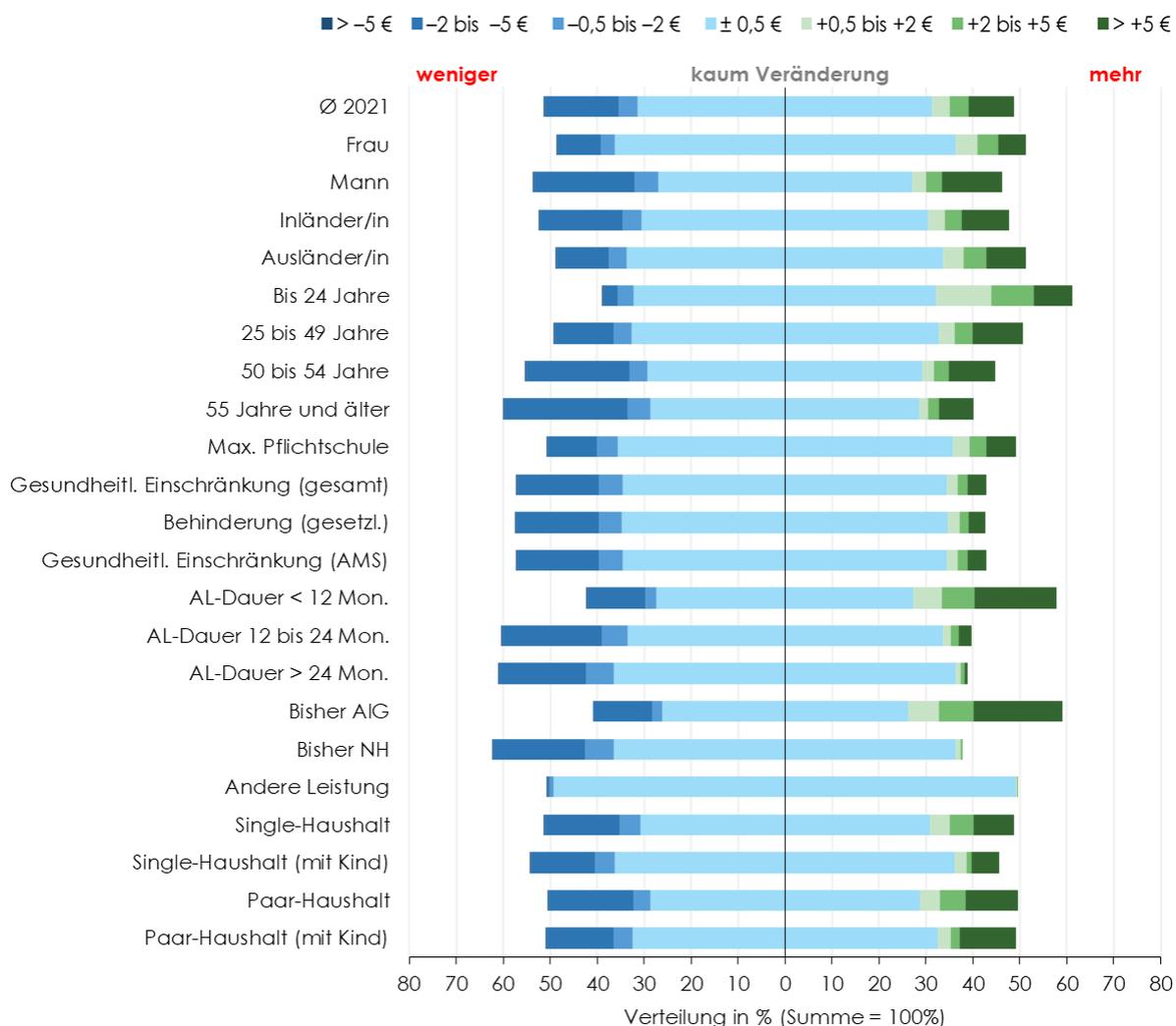
Arbeitslose, die von der Degression betroffen sind, können bei Erfüllung der Anspruchsvoraussetzungen potentiell mit der BMS/Sozialhilfe ihre AIV-Leistung aufstocken. Wenn eine arbeitslose Person aufgrund der Degression ihr Verhalten dahingehend ändern, dass es zu einer Verkürzung der Bezugsdauer bzw. einem früheren Abgang aus Arbeitslosigkeit kommt, bestehen grundsätzlich zwei Möglichkeiten: Es handelt sich um einen Abgang in Beschäftigung oder einen Abgang in Beschäftigungslosigkeit. In letzterem Fall besteht die Möglichkeit eines Übertritts in das nachgelagerte System der BMS/Sozialhilfe.

²⁵) Für Frauen (Männer) beträgt der durchschnittliche Grundbetrag des Arbeitslosengeldes rund 25,0 € (32,3 €). Mit einer Höhe von durchschnittlich rund 2,2 € (0,9 €) beläuft sich der Ergänzungsbetrag auf 8% (3%) des durchschnittlichen Tagsatzes.

²⁶) Aufgrund der lediglich marginalen Unterschiede zwischen den Szenarien wird auf die separate Darstellung der Szenarien 2 und 3 verzichtet.

²⁷) Aufgrund der lediglich marginalen Unterschiede zwischen den Szenarien wird auf die separate Darstellung der Szenarien 4 bis 6 verzichtet.

Abbildung 18: **Veränderung der Leistungshöhe bei degressivem AIG (Szenario 1) im Vergleich zur aktuellen AIV-Leistung**



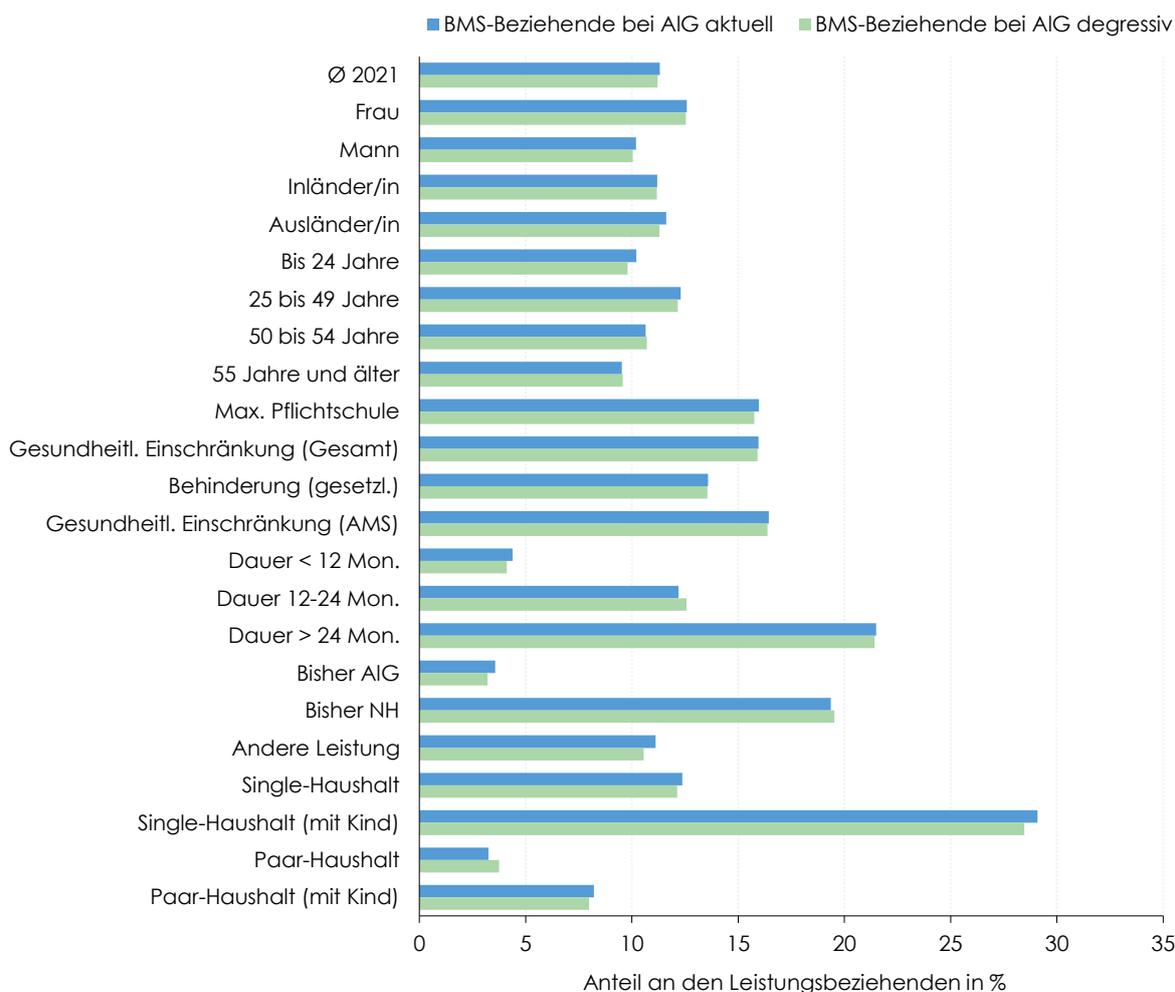
Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Aufstockende Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher haben zu mehr als 90% Anspruch auf den Ergänzungsbetrag mit Nettoersatzraten bis zu 60% bzw. bis zu 80% falls auch der Anspruch auf Familienzuschläge besteht. Der Anspruch auf den Ergänzungsbetrag verhindert dabei weitgehend ein Wirken der Degression auf die betreffenden Arbeitslosen, was sich in einer relativ konstanten Anzahl (ohne Degression: 11,3%, mit Degression ohne Verhaltensänderung: 11,2%) und Verteilung von Aufstockerinnen und Aufstockern zeigt (Abbildung 19).

Da die Degression zumeist nicht zu einer Veränderung der Leistungshöhe von BMS-/Sozialhilfebeziehenden führt, treten bei dieser Personengruppe kaum Verhaltenseffekte auf.

Im Jahresdurchschnitt sinkt der Bestand bei einer stärkeren Verhaltensreaktion um rund 3.400 Personen. Für rund 150 (etwa 5%) Personen davon wird ein BMS-Vollbezug in Folge eines Abgangs in Erwerbsinaktivität simuliert.

Abbildung 19: Anteil BMS-Beziehende an den AIV-Leistungsbeziehenden – aktuelles AIG vs. degressives AIG (Szenario 1)



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

6.5 Auswirkungen auf die Ausgaben für Existenzsicherungsleistungen

Die im Durchschnitt relativ geringen Effekte auf die Tagsätze der Arbeitslosen des Jahres 2021 gepaart mit den geringen Effekten auf den Jahresdurchschnittsbestand schlagen sich in ebenfalls geringen Auswirkungen auf die Ausgaben für Existenzsicherungsleistungen nieder.

Das degressiven Systems würde unmittelbar – ohne Verhaltensänderung – zu einer Erhöhung der Ausgaben für das Arbeitslosengeld und zu einer Senkung der Ausgaben für die Notstandshilfe führen (Übersicht 15). Insgesamt, d. h. für AIG und NH zusammen, wird eine Erhöhung der

Ausgaben von +25 Mio. € (+0,8%) simuliert. Die Ausgaben für das Arbeitslosengeld steigen dabei um rund 3,6%, während die Ausgaben für die Notstandshilfe um etwa 2,7% sinken. Durch die bereits in Kapitel 6.4 beschriebene geringe Auswirkung der Degression auf Aufstockende, verändern sich die aufzuwendenden Mittel nicht merklich. Ohne Berücksichtigung von Verhaltensänderungen dürfte sich das höhere Arbeitslosengeld zu Beginn des Leistungsbezugs sogar marginal senkender auf den BMS-Bezug auswirken, als die niedrigere Leistung zu späteren Bezugszeitpunkten erhöhend wirkt.

Werden moderate Verhaltensänderungen (Szenario 2) angenommen, steigen die Ausgaben für Arbeitslosengeld in ähnlich hohem Ausmaß wie bereits in Szenario 1 (-3,4%). Die Ausgaben für die Notstandshilfe sinken um weitere 0,8 Prozentpunkte. Insgesamt wird nun ein geringerer Anstieg der Ausgaben für ALG und NH zusammen simuliert: +11 Mio. € bzw. +0,4%. Die Ausgaben im Bereich der Sozialhilfe bleiben weiter vernachlässigbar.

Unter der Annahme stärkerer Verhaltensänderungen (Szenario 3) sinken die zusätzlichen Ausgaben für Arbeitslosengeld weiter (+55 Mio. € vs. +60 Mio. € in Szenario 2). Die Ausgaben für Notstandshilfe sinken im Vergleich zum Status quo um 4,7%. Für beide Leistungen zusammen liegen die Ausgaben in Szenario 3 um rund 12 Mio. € unter jenen des gegenwärtigen Systems. Mit zunehmender Stärke der Verhaltensreaktion wachsen auch die aufzuwendenden Mittel aus der BMS marginal (+1 Mio. € bzw. +0,5%).

Übersicht 15: Budgetwirksamkeit der Szenarien 1 bis 3 im Vergleich

	AIG	NH	AIG+ NH	BMS	Gesamt inkl. BMS
Ausgaben in Mio. €					
Aktuelles ALG	1.757	1.387	3.144	212	3.355
Szenario 1: Degressives ALG ohne Verhaltensänderung	1.820	1.349	3.169	211	3.380
Änderung gegenüber aktuellem ALG	+63	-38	+25	-0	+25
Szenario 2: Degressives ALG mit Verhaltensänderung	1.816	1.338	3.154	212	3.366
Änderung gegenüber aktuellem ALG	+60	-49	+11	+0	+11
Szenario 3: Degressives ALG mit stärkerer Verhaltensänderung	1.810	1.321	3.131	213	3.344
Änderung gegenüber aktuellem ALG	+53	-66	-13	+1	-12

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Durch die Berücksichtigung von Anreizeffekten beim Zugang zu Arbeitslosigkeit für Szenario 3, also einer Erhöhung des Bestandes an Leistungsbeziehenden, die nach ihrem Leistungsbezug wieder zu ihrem früheren Arbeitgeber zurückkehren, schwächt sich der ausgabenenkende Effekt der Degression deutlich ab. Je nach angenommener Stärke des Anreizeffekts und damit einhergehender Erhöhung des Jahresdurchschnittsbestandes steigen die Ausgaben für ALG und NH um bis zu 20 Mio. € (Szenario 6) im Vergleich zum gegenwärtigen System und um bis zu 33 Mio. € im Vergleich zu Szenario 3. Dieser Effekt geht großteils auf die Mehrausgaben für Arbeitslosengeld (+88 Mio. € im Vergleich von Szenario 6 und dem Status quo, +27 Mio. € im Vergleich Szenario 3 und 6) bei vorübergehenden Beschäftigungsbeendigungen zurück. Der

höhere Bestand an Leistungsbeziehenden führt auch zu einer weiteren schwachen Zunahme der Ausgaben für die BMS/Sozialhilfe (+2 Mio. € gegenüber Status quo).

Übersicht 16: **Budgetwirksamkeit der Szenarien 4 bis 6 im Vergleich**

	AIG	NH	AIG+ NH	BMS	Gesamt inkl. BMS
Ausgaben in Mio. €					
Aktuelles AIG	1.757	1.387	3.144	212	3.355
Szenario 4: Szenario 3 mit Erhöhung der Recalls um 1%	1.815	1.322	3.137	213	3.350
Änderung gegenüber aktuellem AIG	+59	-65	-6	+1	-5
Szenario 5: Szenario 3 mit Erhöhung der Recalls um 3%	1.826	1.325	3.150	213	3.364
Änderung gegenüber aktuellem AIG	+69	-62	+7	+2	+8
Szenario 6: Szenario 3 mit Erhöhung der Recalls um 5%	1.837	1.327	3.164	214	3.377
Änderung gegenüber aktuellem AIG	+80	-60	+20	+2	+22

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

7. Simulation eines Wegfalls der Zuverdienstmöglichkeit

Das österreichische AIV-System sieht die Möglichkeit eines Erwerbseinkommens bis zur Geringfügigkeitsgrenze (2022: 485,85 € brutto monatlich) vor, ohne dass sich dies negativ auf die Leistungshöhe auswirkt. Es findet weder eine Anrechnung des Einkommens statt, noch kommt es zu einem Anspruchsverlust. Bei Einkommen, die die Geringfügigkeitsgrenze überschreiten, ist keine Arbeitslosigkeit und damit kein Anspruch auf Lohnersatzleistungen mehr gegeben. Wird eine Beschäftigung für weniger als vier Wochen vereinbart, gilt sie als vorübergehende Erwerbstätigkeit, die ohne Anspruchsverlust ausgeübt werden kann. Allerdings wird der Beitrag, der die Geringfügigkeitsgrenze überschreitet, in diesem Monat auf die Lohnersatzleistung (bis hin zu ihrem Wegfall) angerechnet.

7.1 Annahmen

Für die Umsetzung einer Simulation des Wegfalls der geringfügigen Zuverdienstmöglichkeit werden in dieser ersten Implementierung die folgenden groben Annahmen getroffen:

- Die Zuverdienstmöglichkeit entfällt per 1.1.2021 zur Gänze.
- Alle anderen Bezugsbedingungen bleiben konstant.
- In der Periode 1.1.2021 bis 31.12.2021 wird jeweils nur die erste geringfügige Beschäftigung berücksichtigt. Jede weitere geringfügige Beschäftigt wird als Ergebnis dieser ersten Beschäftigung betrachtet (vgl. Eppel & Mahringer, 2019).
- Leistungsbeziehende, die einer geringfügigen Beschäftigung nachgehen, verhalten sich ohne diese Möglichkeit ident zu Leistungsbeziehenden zu Leistungsbeziehenden mit ähnlichen Merkmalsausprägungen und ohne geringfügige Beschäftigung. Diese Annahme dürfte nicht für alle Leistungsbeziehenden gleichermaßen plausibel sein. (Eppel & Mahringer, 2019) finden, dass Personen mit rezenter geringfügige Beschäftigungsepisoden

(innerhalb einer 2-Jahresfrist) deutlich unterschiedliche Erwerbskarrieren aufweisen (weniger reguläre Beschäftigung, mehr registrierte Arbeitslosigkeit)²⁸⁾. Wenn aufgrund der geringeren Angebundenheit an den Arbeitsmarkt diese Gruppe schwächer auf den Entfall der Zuverdienstmöglichkeit reagiert, wird der Effekt durch die getroffene Annahme überschätzt. Wenn aus demselben Grund diese Gruppe jedoch verstärkt mit Rückzug aus dem Arbeitsmarkt reagiert, könnte der Effekt unterschätzt werden.

- Für Unterscheidung zwischen Abgängen in Beschäftigung und Abgängen in Erwerbsinaktivität wird angenommen, dass die Abgangsart des "Zwillings" der Leistungsbezieherin bzw. des Leistungsbeziehers (vgl. nachstehendes Kapitel) realisiert wird.
- Bei Simulation des Wegfalls der Zuverdienstmöglichkeit wird auf der Ebene von Pseudo-Geschäftsfälle operiert. Geschäftsfälle als solchen können in den für die Simulationen verwendeten Daten nicht beobachtet werden. Alternativ werden Pseudo-Geschäftsfälle konstruiert. Ein solcher Pseudo-Geschäftsfall beginnt entweder mit der Zuerkennung einer Leistung oder, sollte eine solche in den Daten nicht vorliegen, mit dem Anfangsdatum der Leistung. In weiterer Folge werden alle Leistungsepisoden, die maximal 62 Tage auseinanderliegen, zu einem Geschäftsfall zusammengeführt. Zeiten der registrierten Arbeitssuche, die nicht mit einem Leistungsbezug einhergehen, werden jedoch außer Acht gelassen.

7.2 Implementierung der Verhaltensänderung

Die Simulation der Verhaltensänderung in Folge des Wegfalls der Zuverdienstmöglichkeit lehnt sich an die in der Evaluierungsliteratur in diesem Zusammenhang häufig angewandten Matchingansätze an. Dabei wird in einem ersten Schritt mittels logistischer Regression die Wahrscheinlichkeit bestimmt, dass eine Leistungsbezieherin oder ein Leistungsbezieher gegeben ihrer bzw. seiner Charakteristika eine geringfügige Beschäftigung antritt. Die Schätzung berücksichtigt Alter, Geschlecht, Bildungsniveau, Nationalität, Haushaltstyp, die Leistungshöhe, gesundheitliche Beeinträchtigungen, die Anzahl der Anwartschaftstage in einer 5-, 10- und 15-Jahresfrist vor Leistungsbezug und ob es sich um eine temporäre Beschäftigungsbeendigung handelt. Auf Basis dieser Wahrscheinlichkeit wird jeder und jedem Beziehenden mit geringfügiger Beschäftigung ein "Zwilling" ohne geringfügige Beschäftigung zugewiesen, der die gleiche oder eine ähnlich hohe Wahrscheinlichkeit hat, eine geringfügige Beschäftigung aufzunehmen.

Zusätzlich wird die Auswahl der Zwillinge derart beschränkt, dass die Geschäftsfalldauer des jeweiligen Zwillings mindestens jener Dauer entspricht, die vergangen ist, bis eine geringfügige Beschäftigung aufgenommen wurde. Sowohl die arbeitslose Person, die die geringfügige Beschäftigung aufgenommen hat, als auch ihr Zwilling waren also gleichermaßen dem Risiko einer solchen Beschäftigungsausnahme ausgesetzt (vgl. Eppel & Mahringer, 2019).

Annahmengenmäßig ändert sich das Verhalten jener Personen, die geringfügig zuverdienen, dahingehend, dass sie es ohne Möglichkeit des Zuverdienstes dem Verhalten der Leistungsbeziehenden entspricht, die keiner geringfügigen Beschäftigung nachgehen: Es wird sowohl die

²⁸⁾ Unter der Personengruppe finden sich viele Frauen im Haupterwerbsalter mit Kindern. Betreuungspflichten könnten zu einer Präferenz für ein geringeres Arbeitsausmaß führen.

Bezugsdauer als auch die Abgangsart des Zwillings übertragen. Dabei wird jeweils nur ein Zwilling zugewiesen, der bei Vorhandensein mehrerer möglicher Zwillinge zufällig gezogen wird. Gleichzeitig kann eine arbeitslose Person mehrfach als Zwilling fungieren. Anders als in den anderen Szenarien, die Gegenstand dieser Studie sind, kommt es, je nach Abgangszeitpunkt des Zwillings, sowohl zu Verlängerungen als auch zu Verkürzungen der Bezugsdauern. Diese können vor dem Hintergrund der in Kapitel 3.2 beschriebenen Effekte so interpretiert werden, dass für einen Teil der parallel zur Arbeitslosigkeit geringfügig Beschäftigten ein Lock-in-Effekt besteht, während für den anderen Teil ein Stepping-Stone-Effekt wirkt. Entfällt der Stepping-Stone-Effekt durch Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit, verlängert sich die Bezugsdauer. Umgekehrt wird die Bezugsdauer kürzer, wenn der Lock-in-Effekt mangels geringfügiger Beschäftigung ausbleibt.

Alle Auswertungen zur Simulation des Wegfalls der Zuverdienstmöglichkeit basieren auf diesem "Zwillings"-Datensatz.

7.3 Auswirkung auf die Zahl der Beziehenden

Im Vergleich zum gegenwärtigen AIV-System reduziert sich der Jahresdurchschnittsbestand um rund 15.600 Personen (rund -5%; Übersicht 17). Diese Netto-Veränderung ergibt sich aus einem Zuwachs aufgrund von Bezugsverlängerungen (ca. +10.400) und einem Rückgang aufgrund der Bezugsverkürzung (ca. -26.000), die jeweils durch den Wegfall der geringfügigen Zuverdienstmöglichkeit entstehen. Rund 63% des Zuwachses geht auf Personen im Notstandshilfebezug zurück, während ihr Anteil am Rückgang mit rund 52% geringer ist. Das heißt, dass für die typischerweise länger arbeitslosen Notstandshilfebeziehenden der Stepping-Stone-Effekt geringfügiger Beschäftigung eine größere Bedeutung hat als für kürzer arbeitslose Bezieherinnen und Bezieher von Arbeitslosengeld, bei denen überproportional häufig Lock-in-Effekte wirken. Insgesamt kommt es zu einer marginalen Verschiebung hin zu Notstandshilfebezug um rund 0,2 Prozentpunkte. Betrachtet man Geschäftsfälle anstelle von Jahresdurchschnitten zeigt sich, dass insgesamt mehr Geschäftsfälle verkürzt werden (rund 10%) als verlängert (rund 6%). In rund 38% der Geschäftsfälle mit verändertem Abgangszeitpunkt kommt es zu einem späteren Abgang als im System mit Zuverdienstmöglichkeit.

Übersicht 17: Abweichungen des Szenarios 7 zum Jahresdurchschnittsbestand der Leistungsbeziehenden 2021 nach Leistungsart

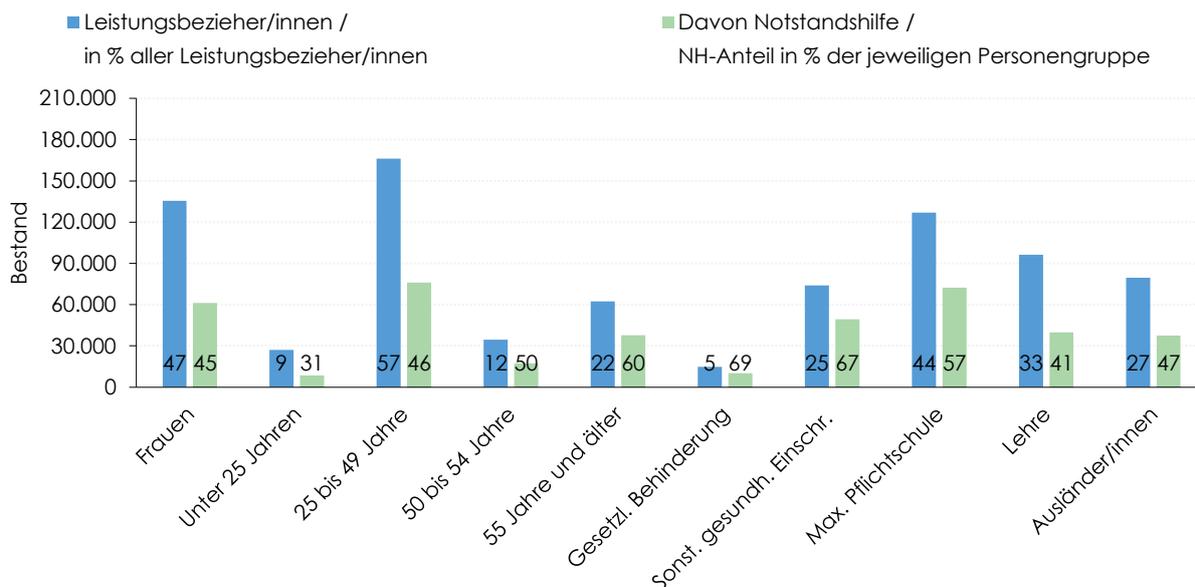
Leistungsart	Szenario 7 Anzahl Personen
Arbeitslosengeld	-6.378
Notstandshilfe	-5.650
Arbeitslosengeldbezug mit Schulung	-2.262
Notstandshilfebezug mit Schulung	-1.342
Gesamt	-15.631

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Die zu früheren und späteren Zeitpunkten eintretenden Abgänge wirken kaum auf die Verteilung der in Abbildung 20 dargestellten Personenmerkmale. Trotz überdurchschnittlichen Frauenanteil unter Zuverdienerinnen und Zuverdienern, verändert sich ihr Anteil an den

Leistungsbeziehenden kaum (-0,1 Prozentpunkte). Allerdings sind nicht alle Frauen gleichermaßen betroffen. Frauen mit Kindern unter 3 Jahren scheiden überdurchschnittlich oft aus dem Bezug aus, ihr Bestand sinkt um 7,4% (Frauen gesamt: -5,3%). Auch der Bestand von Personen in Single-Haushalten mit Kind sinkt mit -0,6% überdurchschnittlich.

Abbildung 20: **Personenstruktur des Bestands der Leistungsbeziehenden bei Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit**



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Absolute (Balkenhöhe) und relative (Zahl in Balken) Gruppengröße (Jahresdurchschnitte).

Die veränderte Abgangsdynamik führt zu weniger Abgängen aus den Geschäftsfällen in Beschäftigung (innerhalb von 14 Tagen nach Geschäftsfallende). Die Abgangsrate in Beschäftigung der das Jahr 2021 berührenden Geschäftsfälle verringert sich um 0,9 Prozentpunkte. Diese Veränderung setzt sich aus zwei entgegengesetzten Effekten zusammen: Personen, die aufgrund des Wegfalls der Zuverdienstmöglichkeit früher aus Arbeitslosigkeit abgehen, gehen überdurchschnittlich oft in Beschäftigung ab, die Abgangsrate in Beschäftigung erhöht sich um rund 4 Prozentpunkte. Für Personen, die jedoch im neuen AIV-System länger in Arbeitslosigkeit verbleiben, reduzieren sich die Abgänge in Beschäftigung deutlich (-22 Prozentpunkte).

7.4 Auswirkungen auf die Leistungshöhe

Anders als in den vorangegangenen Simulationen entstehen in Szenario 7 Änderungen im durchschnittlichen Tagsatz ausschließlich darüber, dass sich für manche Leistungsbeziehende die Bezugsdauer verlängert und für andere verkürzt. Übersicht 18 zeigt die sich ergebenden durchschnittlichen Tagsätze, Grundbeträge, Familienzuschläge und Ergänzungsbeträge nach Leistungsart. Durch den Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit kommt es im Durchschnitt zu marginalen Reduktionen der Leistungshöhe, die sich im einstelligen Centbereich bewegen.

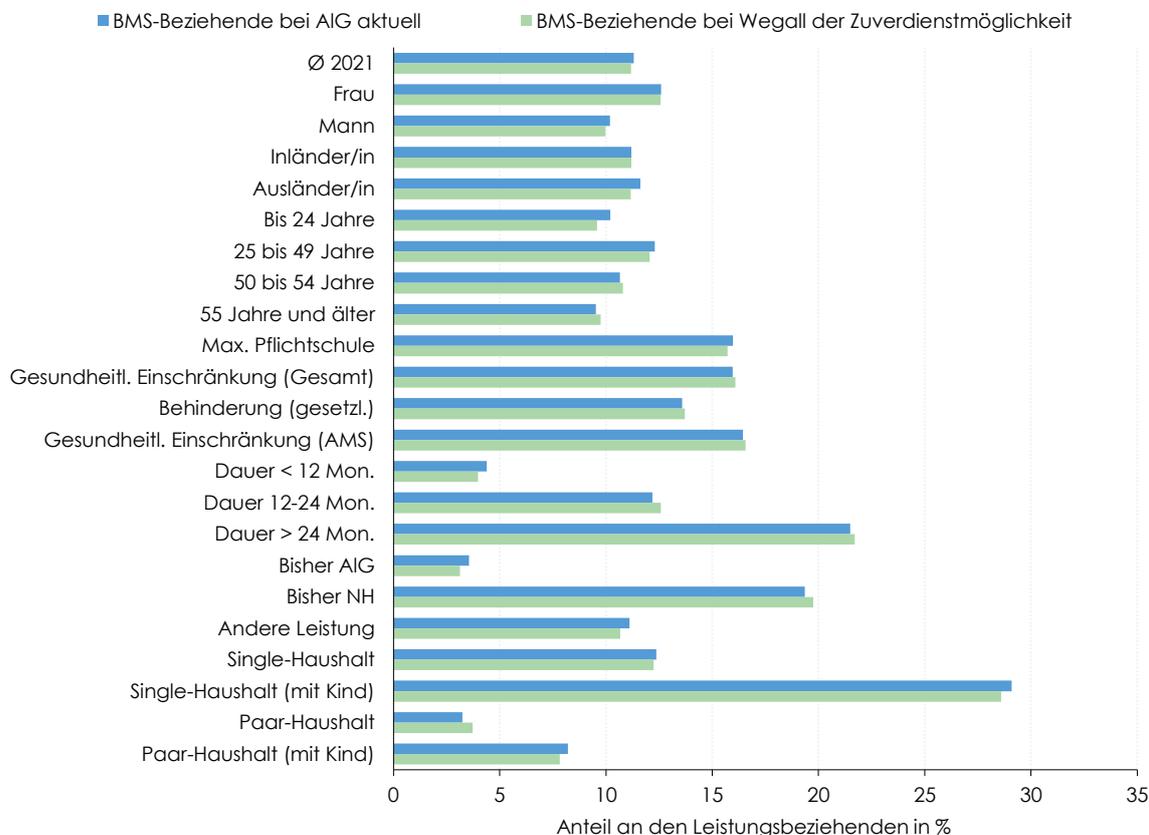
Übersicht 18: **Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung (Szenario 7)**

	Tagsatzleistung	Grundbetrag	Familienzuschläge In €	Ergänzungsbetrag
Aktuelles AIG				
Gesamt	28,2	26,5	0,6	1,8
Arbeitslosengeld	30,8	28,7	0,6	1,5
Notstandshilfe	25,5	24,4	0,6	2,1
Szenario 7				
Gesamt	28,1	26,5	0,6	1,8
Arbeitslosengeld	30,7	28,6	0,6	1,5
Notstandshilfe	25,4	24,4	0,6	2,1

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Die Anteile von BMS-Beziehenden an den AIV-Leistungsbeziehenden bleiben absolut betrachtet weitgehend stabil, die Anteilsveränderungen bewegen sich im Bereich von -0,6 bis +0,5 Prozentpunkte. Relativ betrachtet kommt es zu Veränderungen von bis zu +15% (Paar-Haushalte) und -12% (Personen, die bisher im AIG-Bezug waren). Der Anteil von BMS-Beziehenden sinkt unter jüngeren Leistungsbeziehenden (-6%) und steigt unter älteren Leistungsbeziehenden (+2%). Unter Personen in Haushalten mit Kindern sinkt der Anteil von BMS-Beziehenden, was ihrem vermehrten Abgang aus Arbeitslosigkeit geschuldet ist.

Abbildung 21: Anteil BMS-Beziehende an den AIV-Leistungsbeziehenden – aktuelles AIG vs. Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit (Szenario 7)



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

7.5 Auswirkungen auf die Ausgaben für Existenzsicherungsleistungen

Die bestandsreduzierende Wirkung eines Entfalls der Zuverdienstmöglichkeit spiegelt sich in den Ausgaben für AIV-Leistungen wider. Insgesamt kommt es zu einem Rückgang der Ausgaben für Arbeitslosengeld und Notstandshilfe um rund 165 Mio. €. Dabei entfällt mit rund 55% der Großteil auf Reduktionen der Ausgaben im Bereich der Notstandshilfe, die um rund 7% sinken (AIG: -4%).

Übersicht 19: **Budgetwirksamkeit des Wegfalls der Zuverdienstmöglichkeit**

	AIG	NH	AIG+ NH	BMS	Gesamt inkl. BMS
Ausgaben in Mio. €					
Aktuelles AIG	1.757	1.387	3.144	212	3.355
Wegfall Zuverdienstmöglichkeit	1.683	1.296	2.979	211	3.190
Änderung gegenüber aktuellem AIG	-74	-91	-165	-0	-165

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Die Ausgaben für die Mindestsicherung/Sozialhilfe sinken marginal. Hier kommt es jedoch zu gegenläufigen Effekten, die sich gegenseitig nahezu aufheben. Jene Personen, die in der Simulation früher aus Arbeitslosigkeit abgeben, stocken entsprechend nicht mehr die AIV-Leistung auf – die Ausgaben sinken. Dieselben Personen treten aber zum Teil in den BMS-Vollbezug über – die Ausgaben steigen.

8. Simulation einer Intensivierung der Betreuung

Unterstützung bei der Arbeitssuche, Qualifizierung und Beschäftigungsförderungen spielen als Teile der aktiven Arbeitsmarktpolitik eine zentrale Rolle bei der Bekämpfung von Arbeitslosigkeit in Österreich²⁹⁾. Zu den Kernaufgaben des AMS zählt daher die Beratung und Vermittlung von Arbeitslosen. Die Intensität der Betreuung von Arbeitslosen kann dabei ein wesentliches Gestaltungselement sein.

So zeigen Böheim et al. (2017a, 2017b) in einem kontrollierten Zufallsexperiment in zwei regionalen Geschäftsstellen (Linz, Wien-Estseplatz), dass eine bessere Personalausstattung des AMS zu einer Reduktion der Arbeitslosigkeitsdauer und zu einer Erhöhung der Beschäftigungswahrscheinlichkeit führt. Das günstigere Betreuungsverhältnis führte zu häufigeren Kontakten, mehr Vermittlungsvorschlägen sowie zu mehr Maßnahmenzuweisungen als auch tatsächlichen Maßnahmenteilnahmen.

Der vermehrte Personaleinsatz erhöht dabei direkte administrative Kosten, kann aber über Einsparungen durch bessere Vermittlungserfolge – geringere Ausgaben für Existenzsicherungsleistungen und höhere Einnahmen aus Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen – insgesamt zu einer positiven Bilanz führen. Die Auswirkungen auf die Zahl der Beziehenden und deren Struktur sowie die Ausgaben in Bezug auf Existenzsicherungsleistungen sind Gegenstand dieser Simulation.

Simuliert wird ein zusätzliches Szenario (Szenario 8), das jeweils dem gegenwärtigen AIV-System und dem degressiven Arbeitslosengeld mit Verhaltensänderungen gegenübergestellt wird. Die Implementierung von Verhaltensänderungen erfolgt anhand von an Böheim et al. (2017a) angelehnten Parametern, wobei anders als in Fink et al. (2022) nicht zwischen starken und schwachen Verhaltensänderungen unterschieden wird, sondern zwischen Abgängen aus

²⁹⁾ Für eine Bestandsaufnahme und Analyse der Effektivität von Instrumenten der aktiven Arbeitsmarktpolitik siehe Huemer et al. (2021).

Arbeitslosigkeit in Beschäftigung und in Erwerbsinaktivität, wobei letztere potentiell in das System der Mindestsicherung/Sozialhilfe übertreten³⁰⁾.

8.1 Annahmen

Im Rahmen dieser Studie wird das in Wien realisierte Experiment in der Beratungszone simuliert (Böheim et al., 2017a). Übersicht 20 und Übersicht 21 zeigen die gefundenen Effekte einer verbesserten Betreuungsrelation auf den Abgang aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung bzw. in Erwerbsinaktivität für verschiedene Personengruppen. Konstruiert wird ein Szenario über die in den Übersichten dargestellten Effekte, wobei nur Effekte mit einer Signifikanz auf dem 1%-Niveau berücksichtigt werden. Alle anderen Effekte werden auf null gesetzt. Aufgrund dieser konservativen Annahmen dürfte der simulierte Effekt eine Unterschätzung sein. Weiters nimmt für einige Differenzen in den Abgangsraten die Signifikanz bei getrennter Betrachtung nach Abgangsart ab, sodass die Annahme im Vergleich zu Fink et al. (2022) an Konservativität gewinnen. Ebenfalls zu einer Unterschätzung führt, dass nach einem Jahr Treatment keine weiteren Effekte mehr angenommen werden. Diese Annahme dürfte gemäß Böheim et al. (2017b) für Abgänge in Beschäftigung jedoch nicht zutreffend sein. Insgesamt sind die präsentierten Ergebnisse daher als Untergrenze zu interpretieren.

Bei der Unterscheidung nach Abgangsart wird angenommen, dass für Personen, deren Abgangszeitpunkt sich verändert, sich auch der Abgangstyp potentiell verändert.

³⁰⁾ Die Sensitivität der Simulationsergebnisse hinsichtlich der Stärke der Verhaltensänderung zeigt sich im Vergleich der beiden Szenarien in Fink et al. (2022).

Übersicht 20: **Differenz in Abgangsraten in Beschäftigung bei verbesserter Betreuungsrelation**
In Prozentpunkten

	Abgang in Beschäftigung innerhalb von									
	1 Monat		3 Monaten		6 Monaten		9 Monaten		12 Monaten	
Gesamt	1,0 **	(0,4)	2,3 ***	(0,7)	3,5 ***	(0,8)	4,7 ***	(0,9)	4,9 ***	(1,0)
Männer	0,8	(0,6)	2,8 ***	(0,9)	5,3 ***	(1,1)	6,3 ***	(1,2)	6,1 ***	(1,4)
Frauen	1,1 *	(0,6)	1,0	(1,0)	0,5	(1,3)	2,2	(1,5)	2,9 *	(1,6)
15-24 Jahre	2,1	(1,5)	0,4	(2,1)	0,4	(2,5)	1,1	(2,8)	0,6	(3,2)
25-49 Jahre	0,7	(0,5)	2,5 ***	(0,9)	4,1 ***	(1,1)	4,4 ***	(1,2)	4,5 ***	(1,3)
50-64 Jahre	0,8	(0,7)	2,0 *	(1,2)	3,3 **	(1,5)	5,7 ***	(1,8)	7,2 ***	(2,0)
Maximal Pflichtschule	0,4	(0,5)	0,7	(0,9)	2,2 **	(1,1)	3,3 ***	(1,2)	3,2 **	(1,4)
Lehre	1,8 *	(1,1)	3,1 *	(1,6)	6,4 ***	(2,0)	8,3 ***	(2,2)	7,4 ***	(2,5)
BMS	2,0	(2,3)	4,5	(4,1)	9,6 *	(5,6)	4,1	(6,5)	1,1	(7,7)
AHS/BHS	-0,2	(1,0)	2,0	(1,8)	2,0	(2,3)	5,8 **	(2,7)	6,6 **	(3,0)
AkademikerInnen	2,8 *	(1,6)	5,2 **	(2,3)	3,6	(2,6)	3,1	(3,0)	3,2	(3,4)
Mit gesundheitlichen Einschränkungen	0,6	(0,8)	1,0	(1,3)	3,7 **	(1,7)	4,6 **	(2,0)	2,0	(2,2)
Ohne gesundheitlichen Einschränkungen	1,0 **	(0,5)	2,5 ***	(0,7)	3,6 ***	(0,9)	4,8 ***	(1,0)	5,6 ***	(1,2)
Inland	1,0 *	(0,5)	2,9 ***	(0,8)	4,4 ***	(1,0)	5,6 ***	(1,2)	5,5 ***	(1,3)
Ausland	1,1	(0,7)	1,1	(1,1)	1,8	(1,4)	2,7 *	(1,6)	3,5 *	(1,8)
Neueintritte in Arbeitslosigkeit	0,1	(0,8)	-0,1	(1,2)	2,9	(1,9)	4,5 *	(2,5)	6,5 *	(3,5)

Q: Böheim et al. (2017b). Standardfehler in Klammern. Sterne zeigen die statistische Signifikanz der Unterschiede an:
*** signifikant auf 1%-Niveau, ** signifikant auf 5%-Niveau, * signifikant auf 10%-Niveau.

Übersicht 21: **Differenz in Abgangsraten in Erwerbsinaktivität bei verbesserter Betreuungsrelation**

In Prozentpunkten

	Abgang in Erwerbsinaktivität innerhalb von									
	1 Monat		3 Monaten		6 Monaten		9 Monaten		12 Monaten	
Gesamt	0,7	(0,4)	1,8 ***	(0,6)	2,7 ***	(0,8)	3,0 ***	(0,9)	3,3 ***	(1,0)
Männer	0,3	(0,5)	1,0	(0,8)	2,2 **	(1,0)	2,0 *	(1,2)	2,0	(1,3)
Frauen	1,1 *	(0,7)	3,0 ***	(1,0)	3,7 ***	(1,2)	4,8 ***	(1,4)	5,4 ***	(1,6)
15-24 Jahre	-0,6	(1,4)	1,5	(2,1)	-0,4	(2,5)	-1,8	(2,9)	0,6	(3,3)
25-49 Jahre	0,6	(0,5)	1,1	(0,8)	2,8 ***	(1,0)	3,0 ***	(1,1)	3,1 **	(1,3)
50-64 Jahre	0,6	(0,9)	2,8 **	(1,3)	3,2 **	(1,6)	4,2 **	(1,8)	4,5 **	(2,1)
Maximal Pflichtschule	0,4	(0,6)	2,5 ***	(1,0)	3,0 **	(1,2)	4,4 ***	(1,4)	4,0 ***	(1,5)
Lehre	0,5	(0,8)	0,9	(1,3)	1,1	(1,7)	0,6	(2,0)	3,5	(2,3)
BMS	3,9	(2,5)	5,8 *	(3,3)	7,0	(4,3)	2,0	(5,8)	-2,0	(6,9)
AHS/BHS	1,5	(1,2)	2,7	(1,7)	4,7 **	(2,1)	2,4	(2,4)	3,8	(2,8)
AkademikerInnen	0,0	(1,0)	-0,6	(1,6)	0,3	(2,0)	0,2	(2,4)	-1,0	(2,8)
Mit gesundheitlichen Einschränkungen	-0,3	(1,0)	1,8	(1,7)	1,3	(2,1)	5,6 **	(2,5)	5,5 **	(2,7)
Ohne gesundheitlichen Einschränkungen	0,7	(0,5)	1,7 **	(0,7)	2,9 ***	(0,8)	2,6 ***	(1,0)	2,9 ***	(1,1)
Inland	1,2 **	(0,5)	1,9 ***	(0,8)	2,6 ***	(0,9)	3,0 ***	(1,1)	3,7 ***	(1,2)
Ausland	-0,2	(0,7)	1,2	(1,1)	2,6 *	(1,4)	2,7 *	(1,6)	2,3	(1,8)
Neueintritte in Arbeitslosigkeit	1,8	(1,5)	6,4 ***	(2,1)	2,1	(2,6)	7,3 **	(3,4)	4,8	(4,8)

Q: Böheim et al. (2017b). Standardfehler in Klammern. Sterne zeigen die statistische Signifikanz der Unterschiede an:
*** signifikant auf 1%-Niveau, ** signifikant auf 5%-Niveau, * signifikant auf 10%-Niveau.

Eine Diskussion zu regionalen Disparitäten, die sich aufgrund einer unterschiedlichen Struktur der Beschäftigung und der Arbeitslosigkeit sowie regionalwirtschaftlichen Entwicklungen ergeben, finden sich in Böheim et al. (2017a). Die in den Übersichten ausgewiesenen Differenzen in den Abgangsraten basieren auf Geschäftsfällen, die in den für die Simulationen verwendeten Daten nicht beobachtet werden. Um dennoch eine möglichst adäquate Umlegung der Effekte auf die simulierte Personengruppe vorzunehmen, werden Pseudo-Geschäftsfälle konstruiert. Ein solcher Pseudo-Geschäftsfall beginnt entweder mit der Zuerkennung einer Leistung oder, sollte eine solche in den Daten nicht vorliegen, mit dem Anfangsdatum der Leistung. In weiterer Folge werden alle Leistungsepisoden, die maximal 62 Tage auseinanderliegen, zu einem Geschäftsfall zusammengeführt. Einschränkend werden jedoch Zeiten der registrierten Arbeitssuche, die nicht mit einem Leistungsbezug einhergehen, außer Acht gelassen.

In der Simulation wird weiters angenommen, dass die höhere Betreuungsrelation bereits vor 2021 umgesetzt wurde und allen identifizierten Geschäftsfällen von Anbeginn zugutegekommen ist.

8.2 Implementierung der Verhaltensänderung

Die Umsetzung der Verhaltensänderung im Modell erfolgt über die Anwendung der Veränderung der Abgangsraten aus Arbeitslosigkeit, die in Übersicht 20 und Übersicht 21 dargestellt sind, auf Geschäftsfälle, die das Jahr 2021 berühren. Hierzu werden zunächst für die in den Übersichten dargestellten Personengruppen die beobachteten Abgangswahrscheinlichkeiten innerhalb von einem, drei, sechs, neun bzw. zwölf Monaten nach Geschäftsfallbeginn bestimmt. Auf diese werden jeweils die aus Böheim et al. (2017b) abgeleiteten Veränderungen angewendet, um im Folgeschritt die sich daraus ergebenden Bestandsveränderungen zu ermitteln.

Zusätzlich werden zehn Probit-Modelle – je ein Modell pro Stichtag und Abgangsart – geschätzt, um den Einfluss der in Übersicht 20 und Übersicht 21 genannten Merkmale bereinigt um die Leistungsart, die Höhe des Tagsatzes (in kategorialer Ausprägung), den Haushaltstyp und den BMS-Teil- bzw. Vollbezug zu berechnen. Ausgehend von diesen Schätzungen wird für jeden Geschäftsfall und jeden Stichtag die mittels personenspezifischer Zufallszahl individualisierte Wahrscheinlichkeit zum jeweiligen Stichtag bereits aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung bzw. Erwerbsinaktivität abgegangen zu sein, prognostiziert. Dieser Wahrscheinlichkeit werden wiederum die für den jeweiligen beobachteten Abgangstyp spezifischen Veränderungen der Abgangswahrscheinlichkeit aufgeschlagen. Abschließend wird die Dauer der Geschäftsfälle basierend auf diesen Wahrscheinlichkeiten derart gekürzt, sodass sich zu jedem Stichtag die im ersten Schritt ermittelte Veränderung des Gesamtbestands ergibt.

Da die Leistungsdauer Basis für die Gewichte ist, die zur Berechnung von Durchschnittsgrößen und Aggregaten verwendet werden, muss für Fälle, in denen sich der Abgangszeitpunkt ändert, eine Annahme über den konkreten Zeitpunkt getroffen werden. Vereinfachend wird angenommen, dass alle Personen exakt einen Tag vor dem nächsten Stichtag aus Arbeitslosigkeit abgehen. Das bedeutet, dass die in diesem Kapitel ausgewiesenen Effekte auf der kleinstmöglichen Verkürzung der Geschäftsfälle beruhen.

Wenn ein Geschäftsfall aufgrund der intensiveren Betreuung früher endet, tritt die betroffene Person potentiell in das nachgelagerte System der Mindestsicherung/Sozialhilfe über.

8.3 Auswirkung auf die Zahl der Beziehenden

Durch die verbesserte Betreuungsrelation kommt es teils zu deutlich höheren Abgangswahrscheinlichkeiten. Das führt zu einem – vor allem im Vergleich zu den Bestandveränderungen in Szenario 2 und 3 – deutlicheren Rückgang im Durchschnittsbestand des Jahres 2021 (Übersicht 22). In Szenario 8 ergibt sich ein um rund 22.800 Personen (-7,5%) niedrigerer Bestand an Leistungsbezieherinnen und -beziehern. Mit 49% (AIG) bzw. 51% (NH) geht die Reduktion in etwa gleichermaßen auf Personen im AIG-Bezug und Personen im NH-Bezug zurück.

Übersicht 22: **Abweichungen des Szenarios 8 zum Jahresdurchschnittsbestand der Leistungsbeziehenden 2021 nach Leistungsart**

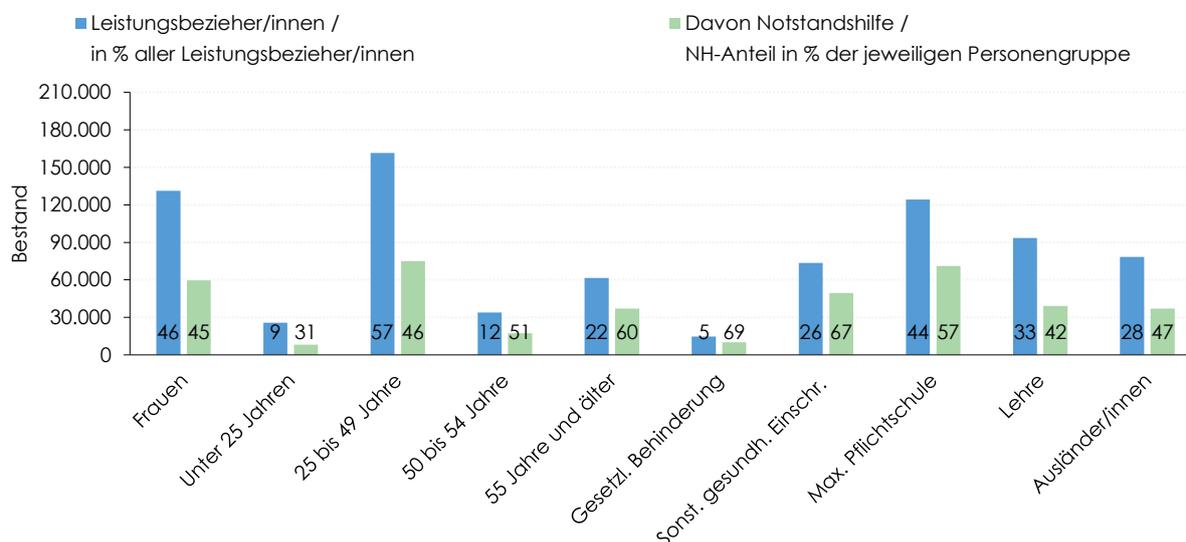
Leistungsart	Anzahl Personen
Arbeitslosengeld	-6.998
Notstandshilfe	-10.382
Arbeitslosengeldbezug mit Schulung	-4.140
Notstandshilfebezug mit Schulung	-1.232
Gesamt	-22.751

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Die Personenstruktur bleibt dabei relativ stabil gegenüber der gegenwärtigen Betreuungsrelation. Die Veränderungen in der Verteilung im Vergleich zu den in Abbildung 9 dargestellten Personengruppen beträgt nahezu ausschließlich weniger als +/-0,5 Prozentpunkte. Zur stärksten Verschiebung – absolut und relativ – kommt es bei Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen, deren Anteil um +0,6 Prozentpunkte bzw. rund 2% steigt und Beziehenden ohne österreichische Staatsbürgerschaft (+0,3 Prozentpunkte bzw. 1%). Die Anteile sinken leicht für Frauen (-0,4 Prozentpunkte) und 25- bis 49-Jährige (-0,3 Prozentpunkte). Aufgrund des stärkeren Rückgangs bei NH-Beziehenden sinkt ihr Anteil in allen dargestellten Personengruppen. Am stärksten sinkt er für Personen ohne österreichische Staatsbürgerschaft (-0,78 Prozentpunkte).

Der Anteil der Aufstockenden ändert sich laut Simulation nicht. Auch der Anteil von Aufstockerinnen und Aufstockern in den jeweiligen Personengruppen (vgl. Abbildung 19 aktuelles AIG) ändert sich weitgehend nur marginal (+/- 0,5 Prozentpunkte). Bei Betrachtung nach Bezugsdauer kommt es zu leicht stärkeren Änderungen (Bezugsdauer weniger als ein Jahr: -0,4 Prozentpunkte, Bezugsdauer zwischen einem und zwei Jahren: +0,9 Prozentpunkte, Bezugsdauer mehr als 2 Jahre: +0,3 Prozentpunkte). Gleichzeitig ändert sich die Verteilung der Beziehenden nach Bezugsdauer etwas (Bezugsdauer weniger als ein Jahr: +0,8 Prozentpunkte, Bezugsdauer zwischen einem und zwei Jahren: -1,1 Prozentpunkte, Bezugsdauer mehr als 2 Jahre: 0,3 Prozentpunkte).

Abbildung 22: **Personenstruktur des Bestands der Leistungsbeziehenden bei intensiverer Betreuung**



Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. Absolute (Balkenhöhe) und relative (Zahl in Balken) Gruppengröße (Jahresdurchschnitte).

8.4 Auswirkungen auf die Leistungshöhe

Im Gegensatz zu den Simulationen eines degressiven Arbeitslosengeldes (Kapitel 6) kommt es im Zuge der Intensivierung der Betreuung zu keiner Änderung des Grundbetrags. Veränderungen in der durchschnittlichen Höhe des Grundbetrages mit allfälligen Auswirkungen auf den Ergänzungsbetrag sind daher Folge einer unterschiedlichen Komposition des Bestandes an Leistungsbeziehenden und -bezieherinnen, die durch frühere Abgänge aus Arbeitslosigkeit ausgelöst wird. Übersicht 23 zeigt jedoch, dass – trotz höherem Abgangsgeschehen – aufgrund der stabilen Zusammensetzung des Arbeitslosenbestandes kaum Effekte auf die durchschnittliche Leistungshöhe gefunden werden. Die Differenzen bewegen sich im Centbereich.

Da sich wie eingangs beschrieben, nur die Bezugsdauern nicht aber die Leistungshöhe ändert, kommt es durch die veränderte Betreuungsrelation nicht zu Änderungen im Bereich der Aufstockung. Anteilsverschiebungen bei aufstockenden Leistungsbeziehenden sind Resultat einer veränderten Zusammensetzung des Bestandes. Aufgrund der stabilen Personenstruktur kommt es allerdings auch in diesem Bereich zu keinen großen Veränderungen. Insgesamt nimmt der Anteil von BMS-Beziehenden am Bestand der Leistungsbeziehenden und -bezieherinnen von 11,2% auf 11,3% zu. Auch bei der Betrachtung nach unterschiedlichen soziodemographischen Merkmalen bewegen sich Abweichungen zum Anteil der BMS-Beziehenden bei der gegenwärtigen Betreuungsrelation im Bereich von bis zu +0,5 Prozentpunkte.

Übersicht 23: **Zusammensetzung der durchschnittlichen Tagsatzleistung bei intensiverer Betreuung**

	Tagsatzleistung	Grundbetrag	Familienzuschläge In €	Ergänzungsbetrag
Aktuelles AIG				
Gesamt	28,2	26,5	0,6	1,8
Arbeitslosengeld	30,8	28,7	0,6	1,5
Notstandshilfe	25,5	24,4	0,6	2,1
Szenario 8				
Gesamt	28,2	26,5	0,6	1,8
Arbeitslosengeld	30,8	28,7	0,6	1,5
Notstandshilfe	25,5	24,4	0,6	2,1

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

8.5 Auswirkungen auf die Ausgaben für Existenzsicherungsleistungen

Der geringere Bestand an Leistungsbezieherinnen und -bezieher schlägt sich in geringeren Ausgaben bei Mitteln für das Arbeitslosengeld sowie für die Notstandshilfe nieder (Übersicht 24): die Ausgaben reduzieren sich um -236 Mio. € (-7,5%). Der Rückgang ist zu 54% auf das Arbeitslosengeld zurückzuführen, für das sich die Ausgaben um rund 7,2% reduzieren (NH: -7,9%).

Übersicht 24: **Budgetwirksamkeit der intensiveren Betreuung**

	AIG	NH	AIG+ NH	BMS	Gesamt inkl. BMS
	Ausgaben in Mio. €				
Aktuelles AIG	1.757	1.387	3.144	212	3.355
verbesserte Betreuungsrelation	1.629	1.278	2.907	211	3.118
Änderung gegenüber aktuellem AIG	-127	-109	-236	-1	-238

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger.

Die Ausgaben für die Mindestsicherung/Sozialhilfe sinken um 1 Mio. €. Hier kommt es jedoch zu gegenläufigen Effekten, die sich gegenseitig nahezu aufheben. Jene Personen, die in der Simulation früher aus Arbeitslosigkeit abgeben, stocken entsprechend nicht mehr die AIV-Leistung auf – die Ausgaben sinken (-14 Mio. €). Dieselben Personen treten aber zum Teil in den BMS-Vollbezug über – die Ausgaben steigen (+13 Mio. €).

Diskussion und Zusammenfassung

Die vorliegende Studie untersucht unter der Verwendung von Simulationen die Wirkung unterschiedlicher Ausgestaltungsvarianten des österreichischen Arbeitslosenversicherungssystems auf die Struktur der Leistungsbeziehenden, die Leistungshöhe und Ausgaben der Arbeitslosenversicherung für Arbeitslosengeld und Notstandshilfe sowie Ausgaben für die bedarfsorientierte Mindestsicherung/Sozialhilfe.

Konkret werden 3 Gestaltungsoptionen untersucht, deren Anreizwirkung auf das Abgangs bzw. Zugangsverhalten und Beschäftigungsaufnahmen von Arbeitslosen empirisch belegt ist: eine degressivere Ausgestaltung des Arbeitslosengeldes, der Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit und die intensivere Betreuung von Arbeitslosen.

Simuliert wird ein degressives Arbeitslosengeld, bei dem – unter sonst gleichbleibenden Bedingungen – die Höhe der Nettoersatzrate für die ersten acht Wochen des Arbeitslosengeldbezugs auf 65% angehoben wird, in den Wochen 9 bis 16 auf die Höhe der gegenwärtigen Nettoersatzrate von 55% sinkt und für den Rest der Arbeitslosigkeitsdauer 50% beträgt. Damit einher geht eine Reduktion der impliziten Nettoersatzrate für die Notstandshilfe, da ihre Höhe an die Höhe des vorangegangenen Arbeitslosengeldes geknüpft ist. Es werden Szenarien für unterschiedlich starke Reaktionen der Arbeitslosen auf die Veränderungen in der Leistungshöhe gebildet: gemessen als Elastizität von 0, 1 bzw. 2. Eine Elastizität von 0 unterstellt eine ausbleibende, eine Elastizität von 1 eine moderate und eine Elastizität von 2 eine starke Reaktion, wobei erstere unter den in der Literatur berichteten liegt und damit eine Unterschätzung des Effekts sein dürfte, während letztere über den empirisch gefundenen liegt und zu einer Überschätzung führen dürfte. Darüber hinaus werden Effekte auf das Zugangsverhalten, die aufgrund der anfänglich höheren Nettoersatzrate entstehen, für Arbeitslose mit vorübergehenden Beschäftigungsbeendigungen ebenfalls berücksichtigt. Da Effekte auf das Zugangsverhalten anderer Personengruppen außer Acht bleiben, handelt es sich hierbei um eine Unterschätzung der positiven Wirkung einer höheren Nettoersatzrate auf die Zugangswahrscheinlichkeit. Ein möglicher verlängernder Effekt auf die Arbeitslosigkeitsdauer, der sich aus der höheren Nettoersatzrate ergeben könnte, wird außer Acht gelassen. Diesbezüglich stellen die Simulationsergebnisse Überschätzungen der verkürzenden Wirkung der Degression dar.

Der Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit wird per 1.1.2021 angenommen. Simuliert wird der weitere Verlauf von Geschäftsfällen, die von diesem Wegfall betroffen sind. Geringfügige Beschäftigungen vor diesem Zeitpunkt fließen demnach nicht in die Simulation ein. Insofern sind die dargestellten Ergebnisse eine Unterschätzung des zu erwartenden Effektes, da geringfügige Beschäftigungen, die etwa 2020 parallel zum Leistungsbezug bestanden haben, keine den Bezug verkürzende oder verlängernde Wirkung auf jene Teile des Leistungsbezuges haben, die in das Jahr 2021 hineinreichen und somit Bestandteil der Analyse sind. Ausgehend von der Annahme, dass die betroffenen Personen bzw. Geschäftsfälle sich nicht systematisch von jenen unterscheiden, für die eine geringfügige Beschäftigung ab 1.1.2021 beobachtet werden kann, handelt es sich hierbei um einen Niveauunterschätzung. Strukturelle Merkmale der dargestellten Ergebnisse sollten demnach nicht verzerrt sein. Ein erhöhtes Abgangsgeschehen, wie es in dieser Simulation zu beobachten ist, könnte auf die im Leistungsbezug verbleibenden Arbeitslosen wirken, da es zu Änderungen in der Zahl und Struktur der offenen Stellen kommen. Solche

Gleichgewichtsgewichte bleiben in der Simulation unberücksichtigt. Geringfügiger Zuverdienst kann einen substantiellen Beitrag zur Existenzsicherung der Zuverdienenden leisten. Insbesondere dann, wenn der geringfügigen Beschäftigung parallel zu einem vergleichsweise geringen Leistungsbezug nachgegangen wird. Bei einem Wegfall dieser Möglichkeit dürfte sich die Betroffenheit von Armuts- und Ausgrenzungsgefährdung zumindest für einen Teil der Zuverdienerinnen und Zuverdiener erhöhen. Diese und andere damit einhergehende soziale Aspekte, etwa psychische oder gesundheitliche, werden nicht simuliert. Wenn steigende Ausgrenzungsgefährdung zu weniger sozialen Kontakten führt, kann durch verminderte Netzwerkmöglichkeiten ein zusätzlicher verlängernder Effekt auf Arbeitslosigkeit auftreten. Speziell in Krisen wie der aktuellen mit drastisch steigenden Lebenshaltungskosten, kann die Möglichkeit eines Zuverdienstes helfen finanzielle Herausforderungen zu bewältigen.

Außerdem wird eine Verbesserung des Betreuungsschlüssel, wie sie in einem Experiment in der AMS-Geschäftsstelle Wien-Esteplatz eingeführt wurde (Böheim et al., 2017a) simuliert und mit Verhaltensanpassung im Abgangsverhalten unterlegt (gemessen als Veränderung der Abgangswahrscheinlichkeit innerhalb von ein, drei, sechs, neun und zwölf Monaten nach Geschäftsfallbeginn). Die Annahmen für diese Simulation können als konservativ eingestuft werden, da nur Effekte in die Simulation eingehen, die von Böheim et al. (2017a) auf dem 1%-Niveau als statisch signifikant ausgewiesen werden und damit eine Unterschätzung der Effekte zu erwarten ist. Ebenfalls unterschätzend wirkt sich die Annahme über den Zeitpunkt des Abgangs aus Arbeitslosigkeit aus, der so gewählt wurde, dass der Zeitraum zwischen zwei Stichtagen (je nach Stichtag 1, 2 oder 3 Monate) noch zum Geschäftsfall gezählt wird. Auch in dieser Simulation kann es bedingt durch die höhere Abgangsraten zu Gleichgewichtseffekten kommen, die die Situation der im Bestand verbleibenden Bezieherinnen und Bezieher beeinflussen, aber nicht in der Simulation berücksichtigt werden.

Weiters wird in allen Simulationen zwischen Abgängen in Beschäftigung und Erwerbslosigkeit unterschieden und im Fall eines Übertritts in das nachgelagerte System der Mindestsicherung/Sozialhilfe ein entsprechender Bezug simuliert. Effekte auf die Einnahmen aus Sozialversicherungsbeiträgen und Einkommensteuer bleiben außer Acht.

Nicht zuletzt aufgrund der (Verhaltens-)Annahmen, die zur Simulation getroffen werden müssen, stellen die Simulationsergebnisse mögliche Wirkungsweisen und -tendenzen dar und müssen vor diesem Hintergrund interpretiert werden. Eine exakte Prognose ist aufgrund mangelnder (rezenter) empirischer, insbesondere für Österreich und seinen institutionellen Kontext, Befunde nicht möglich. Wenngleich eine solche exakte Prognose nicht möglich ist, eignet sich die Simulation das Ineinandergreifen einzelner Gestaltungselemente abzubilden und den politischen Entscheidungsprozess hinsichtlich möglicher Reformoptionen zu unterstützen.

Die Einführung eines degressiven Arbeitslosengeldes – wie in der vorliegenden Studie implementiert – führt zu einer Reduktion des Jahresdurchschnittsbestands an Arbeitslosen von bis zu -1,1% bzw. rund -3.400 Arbeitslosen, sofern unterstellt wird, dass höhere Nettoersatzrate zu Beginn der Arbeitslosigkeit keinen Effekt auf den Zugang zu Arbeitslosigkeit hat. Der Rückgang bei Notstandshilfebezieherinnen und -beziehern fällt dabei stärker aus als bei Arbeitslosengeldbezieherinnen und -beziehern. Wird ein Anstieg der Zugänge von Arbeitslosen mit temporären Beschäftigungsbeendigungen berücksichtigt, wird der bestandsreduzierende Effekt der

Degression konterkariert. Wird ein Anstieg der Recall-Arbeitslosigkeit um 5% angenommen, sinkt die Bestandsreduktion auf -500 Personen im Jahresdurchschnitt. Es ist zu erwarten, dass unter Berücksichtigung einer Erhöhung des Zustroms anderer Personengruppen und einer bezugsverlängernden Wirkung der Degression zu Beginn der Arbeitslosigkeit, dem Umstieg auf das degressive System nur ein sehr geringer und eher bestandserhöhender Effekt zukommt.

Durch die Degression kommt es zu einem deutlichen Anstieg des durchschnittlichen Tagsatzes bei ALG-Bezug. Der Grundbetrag bei NH-Bezug reduziert sich hingegen deutlich, was teilweise durch einen merklichen Anstieg des Ergänzungsbetrages kompensiert wird. Aus der Kombination geringer Veränderungen des Bestands und Anstieg der Höhe des Arbeitslosengeldes ergibt sich in Summe – unter Berücksichtigung eines erhöhten Zugangs zu Arbeitslosigkeit – ein positiver Effekt auf die Ausgaben der Arbeitslosenversicherung (Szenario 6: rund +1%).

Bereits bestehende Elemente wie Ergänzungsbetrag aber auch Schulungsarbeitslosengeld bzw. Maßnahmenzuweisen und Sanktionen müssen bei einer degressiven Umgestaltung mitgedacht und abgestimmt in ein Gesamtkonzept überführt werden, sodass adverse Effekte vermieden werden. So verlieren Ergänzungsbeträge teilweise ihre Wirkung bzw. wirken der Degression entgegen. Auch das Drohpotential von Sanktionen könnte positiv mit der Leistungshöhe korrelieren. Auch könnten Anreize, Maßnahme zuzuweisen oder an Maßnahmen teilzunehmen, von der bezugsaufschiebende Wirkung einer Maßnahme abhängen.

Durch den Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit kommt es zu einer Netto-Veränderung des Jahresdurchschnittsbestandes um rund -15.600 Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher (rund -5%), der sich aus einem Zuwachs aufgrund von Bezugsverlängerungen (ca. +10.400) und einem Rückgang aufgrund der Bezugsverkürzung (ca. -26.000) ergibt. Rund 63% des Zuwachses geht auf Personen im Notstandshilfebezug zurück, während ihr Anteil am Rückgang mit rund 52% geringer ist. Das heißt, dass für die typischerweise länger arbeitslosen Notstandshilfebeziehenden der Stepping-Stone-Effekt geringfügiger Beschäftigung eine größere Bedeutung hat als für kürzer arbeitslose Bezieherinnen und Bezieher von Arbeitslosengeld, bei denen überproportional häufig Lock-in-Effekte wirken. Der Effekt auf die Höhe des durchschnittlichen Tagsatzes, sowohl gesamt als auch nach Leistungsart, ist hingegen marginal und bewegt sich im einstelligen Centbereich bewegen.

Die bestandsreduzierende Wirkung spiegelt sich in den Ausgaben für AIV-Leistungen wider. Insgesamt kommt es zu einem Rückgang der Ausgaben für Arbeitslosengeld und Notstandshilfe um rund 165 Mio. €. Dabei entfällt mit rund 55% der Großteil auf Reduktionen der Ausgaben im Bereich der Notstandshilfe, die um rund 7% sinken (ALG: -4%). Für die Mittelaufwendung für Mindestsicherung/Sozialhilfe kann kein (Netto-)Effekt gefunden werden. Minderausgaben aufgrund des früheren Abgangs von aufstockenden Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher stehen Mehrausgaben für Personen, die den BMS-Vollbezug übertreten, gegenüber.

Durch die verbesserte Betreuungsrelation kommt es teils zu deutlich höheren Abgangswahrscheinlichkeiten. Das führt zu einem deutlicheren Rückgang im Durchschnittsbestand des Jahres 2021: -22.800 Personen (-7,5%). Der Bestandsrückgang ist damit deutlich stärker als in den Szenarien mit degressivem Arbeitslosengeld und Wegfall der Zuverdienstmöglichkeit. Aufgrund der trotz deutlich erhöhtem Abgangsverhalten stabilen Zusammensetzung des

Arbeitslosenbestandes werden kaum Effekte auf die durchschnittliche Leistungshöhe gefunden. Die Differenzen bewegen sich im Centbereich.

Der geringere Bestand an Leistungsbezieherinnen und -bezieher schlägt sich in geringeren Ausgaben bei Mitteln für das Arbeitslosengeld sowie für die Notstandshilfe nieder: die Ausgaben reduzieren sich um -236 Mio. € (-7,5%). Der mit der intensiveren Betreuung verbundene vermehrte Mitteleinsatz für Personal und Infrastruktur wird nicht berücksichtigt. Berechnungen von Böheim et al. (2017a) deuten jedoch auf einen ausgabenenkenden Gesamteffekt, also der Summe aus Ausgabenminderung, Einnahmenerhöhung in der Sozialversicherung und Einkommensteuer sowie Ausgabensteigerung im Bereich Personal und Infrastruktur, hin.

Böheim et al. (2017a) finden, dass die bessere Betreuungsrelation zu einer deutlichen Belegung des Vermittlungsprozesses (Kontaktfrequenz, Vermittlungsvorschläge, Zuweisung, aber auch Sanktionshäufigkeit) führt und führen die gefunden Effekte auf den Arbeitsmarkterfolg (Verkürzung der Arbeitslosigkeitsdauer, vermehrte Abgänge in Beschäftigung und Erwerbsinaktivität, etc.) auf eben diese zurück. Eine intensivere Betreuung von Leistungsbeziehenden könnte also zu einer effektiveren Nutzung der bereits vorhandenen und aufeinander abgestimmten Elemente der Arbeitslosenversicherung bzw. des Vermittlungsprozesses führen.

Die Umstellung auf ein degressives System lässt – auch bei optimistischen Annahmen – wenig Änderung in der Zahl der Leistungsbeziehenden erwarten. Dem gegenüber hätten Veränderungen der Zuverdienstregelungen Potential die Arbeitslosigkeit zu reduzieren. Zu bedenken ist dabei, dass mit einer reinen Abschaffung der Zuverdienstmöglichkeiten auch die arbeitslosigkeitsreduzierenden Stepping-Stone-Effekte entfallen würden, die besonders Langzeitarbeitslosen in der Arbeitsmarktreintegration helfen. Zudem könnte sich informelle Beschäftigung infolge der Abschaffung der Zuverdienstmöglichkeit erhöhen (Ausweichverhalten). Allerdings steigt auch die Kontrollierbarkeit. Die bisher beschränkte Kontrollierbarkeit, ob eine reguläre geringfügige Beschäftigung durch eine informelle Beschäftigung ausgedehnt wird, trägt maßgeblich zum Anreiz von Aufnahmen informeller Beschäftigungen bei. Betriebe, die bisher stark auf geringfügig Beschäftigte gesetzt haben, könnten dazu gezwungen sein, ihr Beschäftigungsverhalten zu ändern. Das kann zu einer stärkeren Nachfrage nach regulärer Beschäftigung führen und letztlich über eine Zunahme von vollversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnissen fiskalische Relevanz – über die Arbeitslosenversicherung hinaus – haben.

Die Simulation eines Ausbaus der Beratung und Vermittlung zeigt, dass in der Gestaltung der aktiven Arbeitsmarktpolitik wesentliche Potentiale zum Abbau und zur Vermeidung von Arbeitslosigkeit liegen und zudem in einer fiskalanalytischen Betrachtung ohne Ausgabenerhöhung auskommen dürften. Im Bereich der Betreuung zeigt sich außerdem die anreizverstärkende Wirkung des Zusammenwirkens aktiver und passiver Arbeitsmarktpolitik. So entfalten passive Maßnahmen und monetäre Anreizsetzungen, wie etwa Sperrungen des Arbeitslosengeldes, erst dann ihre volle Wirkung, wenn die Erfüllung von bezugsrelevanten Bestimmungen im Rahmen des Betreuungs- und Vermittlungsprozesses kontrolliert wird.

Literaturhinweise

- Albanese, A., Picchio, M., & Ghirelli, C. (2020). Timed to Say Goodbye: Does Unemployment Benefit Eligibility Affect Worker Layoffs? *Labour Economics*, 65, 101846. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101846>
- Anderson, P. M., & Meyer, B. D. (1997). Unemployment Insurance Takeup Rates and the After-Tax Value of Benefits. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 913–937. <https://doi.org/10.1162/003355397555389>
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2010). The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design Is Taking the Con out of Econometrics. *Journal of Economic Perspectives*, 24(2), 3–30. <https://doi.org/10.1257/jep.24.2.3>
- Arbeitsmarktservice (AMS). (2021). *Die Covid-19-Krise und ihre Folgen für junge Menschen* (Spezialthema zum Arbeitsmarkt). Arbeitsmarktservice Österreich, Abteilung Arbeitsmarktforschung und Berufsinformation. https://www.ams.at/content/dam/download/arbeitsmarktdaten/%C3%B6sterreich/berichte-auswertungen/001_spezialthema_0821.pdf
- Arranz, J. M., & García-Serrano, C. (2020). Does unemployment benefit duration affect inflows into unemployment? The impact of a law change for older workers. *The Journal of the Economics of Ageing*, 17, 100278. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2020.100278>
- Arranz Muñoz, J. M., Muñoz Bullón, F., & Muro Romero, J. de D. (2008). Do unemployment benefit legislative changes affect job finding? Evidence from the Spanish 1992 UI reform act.
- Atkinson, A. B., & Micklewright, J. (1991). Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, 29(4), 1679–1727. JSTOR. <https://www.jstor.org/stable/2727794>
- Auray, S., & Lepage-Saucier, N. (2021). Stepping-stone effect of atypical jobs: Could the least employable reap the most benefits? *Labour Economics*, 68, 101945. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101945>
- Badelt, C., Böheim, R., Eppel, R., Fink, M., Horvath, T., Huemer, U., & Mahringer, H. (2019). *Szenarien der Gestaltung von Existenzsicherungsleistungen der Arbeitslosenversicherung*. WIFO. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/62468>
- Baily, M. N. (1977). On the Theory of Layoffs and Unemployment. *Econometrica*, 45(5), 1043–1063. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/1914058>
- Behaghel, L., Crépon, B., & Gurgand, M. (2014). Private and public provision of counseling to job seekers: Evidence from a large controlled experiment. *American economic journal: applied economics*, 6(4), 142–174.
- Benghalem, H., Cahuc, P., & Villedieu, P. (2021). The Lock-In Effects of Part-Time Unemployment Benefits. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3808452>
- Black, D. A., Smith, J. A., Berger, M. C., & Noel, B. J. (2003). Is the threat of reemployment services more effective than the services themselves? Evidence from random assignment in the UI system. *American economic review*, 93(4), 1313–1327.
- Bock-Schappelwein, J., Famira-Mühlberger, U., Huemer, U., & Hyll, W. (2021). Der österreichische Arbeitsmarkt im Zeichen der COVID-19-Pandemie. *WIFO-Monatsberichte*, 94(5), 371–388. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/67176>
- Böheim, R., Eppel, R., & Mahringer, H. (2017a). *Die Auswirkungen einer Verbesserung der Betreuungsrelation für Arbeitslose in der Arbeitsvermittlung des AMS. Ergebnisse eines kontrollierten Experiments des AMS Österreich in der Beratungszone der RGS Esteplatz in Wien*. WIFO. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/61297>
- Böheim, R., Eppel, R., & Mahringer, H. (2017b). *Die Auswirkungen einer Verbesserung der Betreuungsrelation für Arbeitslose in der Arbeitsvermittlung des AMS. Ergebnisse eines kontrollierten Experiments des AMS Österreich in der Servicezone der RGS Linz*. WIFO. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/61298>
- Böheim, R., & Weber, A. (2011). The Effects of Marginal Employment on Subsequent Labour Market Outcomes. *German Economic Review*, 12(2), 165–181. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0475.2010.00514.x>
- Browning, M., Crossley, T. F., & Smith, E. (2007). Asset accumulation and short-term employment. *Review of Economic Dynamics*, 10(3), 400–423. <https://doi.org/10.1016/j.red.2006.12.002>
- Cahuc, P. (2018). *Wage Insurance, Part-Time Unemployment Insurance and Short-Time Work in the XXI Century* (IZA Discussion Papers Nr. 12045). Institute of Labor Economics (IZA). <http://hdl.handle.net/10419/193339>
- Cahuc, P., & Lehmann, E. (1997). *Equilibrium Unemployment and the Time Sequence of Unemployment Benefits* (Working Paper 97.49). Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.

- Cahuc, P., & Lehmann, E. (2000). Should unemployment benefits decrease with the unemployment spell? *Journal of Public Economics*, 77(1), 135–153. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(99\)00063-8](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(99)00063-8)
- Caliendo, M., Künn, S., & Uhlendorff, A. (2016). Earnings exemptions for unemployed workers: The relationship between marginal employment, unemployment duration and job quality. *Labour Economics*, 42, 177–193. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.07.003>
- Card, D., Johnston, A., Leung, P., Mas, A., & Pei, Z. (2015). The Effect of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment Insurance Receipt: New Evidence from a Regression Kink Design in Missouri, 2003–2013. *American Economic Review*, 105(5), 126–130. <https://doi.org/10.1257/aer.p20151061>
- Card, D., Lee, D. S., Pei, Z., & Weber, A. (2015). Inference on Causal Effects in a Generalized Regression Kink Design. *Econometrica*, 83(6), 2453–2483. <https://doi.org/10.3982/ECTA11224>
- Carling, K., Holmlund, B., & Vejsiu, A. (2001). Do Benefit Cuts Boost Job Finding? Swedish Evidence from the 1990s*. *The Economic Journal*, 111(474), 766–790. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00659>
- Christofides, L. N., & McKenna, C. J. (1996). Unemployment Insurance and Job Duration in Canada. *Journal of Labor Economics*, 14(2), 286–312. <https://doi.org/10.1086/209812>
- Dlugosz, S., Wilke, R. A., & Stephan, G. (2013). Fixing the Leak: Unemployment Incidence before and after a Major Reform of Unemployment Benefits in Germany. *German Economic Review*, 15(3), 329–352. <https://doi.org/10.1111/geer.12014>
- Doris, A., O'Neill, D., & Sweetman, O. (2020). Does Reducing Unemployment Benefits During a Recession Reduce Youth Unemployment? Evidence from a 50 Percent Cut in Unemployment Assistance. *Journal of Human Resources*, 55(3), 902–925. <https://doi.org/10.3368/jhr.55.4.0518-9501R1>
- Eppel, R., Fink, M., & Mahringer, H. (2016). *Die Wirkung zentraler Interventionen des AMS im Prozess der Vermittlung von Arbeitslosen*. WIFO. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/59029>
- Eppel, R., Horvath, T., & Mahringer, H. (2017). Die Auswirkungen temporärer Layoffs auf die weitere Erwerbskarriere der betroffenen Arbeitskräfte. *WIFO Working Papers*, 539. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/60526>
- Eppel, R., Horvath, T., & Mahringer, H. (2018). *Das Aussetzen von Beschäftigungsverhältnissen als betriebliche Strategie zum Ausgleich schwankenden Personalbedarfs. Ein Update*. WIFO. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/61245>
- Eppel, R., & Mahringer, H. (2019). Getting a lot out of a little bit of work? The effects of marginal employment during unemployment. *Empirica*, 46(2), 381–408. <https://doi.org/10.1007/s10663-018-9402-1>
- Eppel, R., & Mahringer, H. (2021). *Die Effekte einer intensivierten Betreuung geringqualifizierter Jugendlicher mit Mindestsicherungsbezug. Evidenz aus der experimentellen Einführung eines Fallmanagements im Arbeitsmarktservice Wien*. WIFO. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/67022>
- Eugster, B. (2015). Effects of a Higher Replacement Rate on Unemployment Durations, Employment, and Earnings. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 151(1), 1–25. <https://doi.org/10.1007/BF03399412>
- Faggian, A. (2014). Job Search Theory. In M. M. Fischer & P. Nijkamp (Hrsg.), *Handbook of Regional Science* (S. 59–73). Springer.
- Feldstein, M. (1976). Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment. *Journal of Political Economy*, 84(5), 937–957. <https://doi.org/10.1086/260491>
- Feldstein, M. (1978). The effect of unemployment insurance on temporary layoff unemployment. *The American Economic Review*, 68(5), 834–846. <https://www.jstor.org/stable/1811316>
- Filomena, M., & Picchio, M. (2021). *Are Temporary Jobs Stepping Stones or Dead Ends? A Meta-Analytical Review of the Literature* (Nummer 14367). Institute of Labor Economics (IZA). <https://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp14367.html>
- Fink, M., Fink, M., Horvath, T., Hyll, W., Mahringer, H., & Titellbach, G. (2021). *Arbeitsanreize von Arbeitslosenversicherungsleistungen*. WIFO, IHS (mimeo).
- Fink, M., Horvath, T., & Mahringer, H. (2022). *Auswirkung einer verbesserten Betreuungsrelation auf die Existenzsicherungsleistungen Arbeitsloser*. *WIFO Working Paper* (mimeo).
- Freier, R., & Steiner, V. (2007). „Marginal Employment“: Stepping Stone or Dead End? Evaluating the German Experience. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1039521>

- Garcia, S. C., & Hansch, M. (2020). The effect of unemployment insurance benefits on (self-) employment: Two sides of the same coin? *ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper*, 20–062. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3736742>
- Glocker, C. (2019). *Prognose für 2020 und 2021: Schwäche der Weltwirtschaft dämpft Konjunktur in Österreich*. WIFO. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/62256>
- Grogger, J., & Wunsch, C. (2012). Unemployment insurance and departures from employment: Evidence from a German reform. *Unpublished Manuscript*.
- Hainmueller, J., Hofmann, B., Krug, G., & Wolf, K. (2016). Do Lower Caseloads Improve the Performance of Public Employment Services? New Evidence from German Employment Offices. *The Scandinavian Journal of Economics*, 118(4), 941–974. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12166>
- Hofmann, B., Krug, G., Sowa, F., Theuer, S., & Wolf, K. (2010). Modellprojekt in den Arbeitsagenturen: Kürzere Arbeitslosigkeit durch mehr Vermittler. *IAB-Kurzbericht*, 9/2010, 8. <https://doku.iab.de/kurzber/2010/kb0910.pdf>
- Holmlund, B. (2015). *Theoretical Aspects of Unemployment Insurance*. Uppsala University, Department of Economics. https://bm.dk/media/6656/theoretical_aspects_unemployment_insurance-pdf.pdf
- Huemer, U., Eppel, R., Kogler, M., Mahringer, H., Schmoigl, L., & Pichler, D. (2021). *Effektivität von Instrumenten der aktiven Arbeitsmarktpolitik in unterschiedlichen Konjunkturphasen*. WIFO. <http://www.wifo.ac.at/wwa/pubid/67250>
- Jäger, S., Schoefer, B., & Zweimüller, J. (2019). *Marginal jobs and job surplus: A test of the efficiency of separations*. National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w25492>
- Jerger, J., Pohnke, C., & Spermann, A. (2001). *Gut betreut in den Arbeitsmarkt?* IZA Discussion Papers.
- Jurajda, S. (1998). Inflow into unemployment: Employment spells and unemployment insurance. *CERGE-EI Working Paper Series*, 130. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.141059>
- Karni, E. (1999). Optimal Unemployment Insurance: A Survey. *Southern Economic Journal*, 66(2), 442–465. <https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.1999.tb00259.x>
- Khoury, L. (2021). *Unemployment Benefits and the Timing of Redundancies*. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-02057145v2>
- Kolsrud, J., Landais, C., Nilsson, P., & Spinnewijn, J. (2018). The Optimal Timing of Unemployment Benefits: Theory and Evidence from Sweden. *American Economic Review*, 108(4–5), 985–1033. <https://doi.org/10.1257/aer.20160816>
- Koning, P. (2009). The effectiveness of Public Employment Service workers in the Netherlands. *Empirical Economics*, 37(2), 393–409.
- Kroft, K., & Notowidigdo, M. J. (2016). Should Unemployment Insurance Vary with the Unemployment Rate? Theory and Evidence. *The Review of Economic Studies*, 83(3), 1092–1124. <https://doi.org/10.1093/restud/rdw009>
- Krueger, A. B., & Meyer, B. D. (2002). Labor supply effects of social insurance. In *Handbook of Public Economics* (Bd. 4, S. 2327–2392). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4420\(02\)80012-X](https://doi.org/10.1016/S1573-4420(02)80012-X)
- Kyyrä, T. (2010). Partial unemployment insurance benefits and the transition rate to regular work. *European Economic Review*, 54(7), 911–930. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2010.02.005>
- Kyyrä, T. (2021). The Effects of Unemployment Assistance on Unemployment Exits. *VATT Institute for Economic Research Working Papers*, 143. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3810722>
- Kyyrä, T., Arranz, J. M., & García-Serrano, C. (2019). Does subsidized part-time employment help unemployed workers to find full-time employment? *Labour Economics*, 56, 68–83. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2018.12.001>
- Kyyrä, T., Parrotta, P., & Rosholm, M. (2013). The effect of receiving supplementary UI benefits on unemployment duration. *Labour Economics*, 21, 122–133. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2013.02.002>
- Kyyrä, T., & Pesola, H. (2020). The Effects of UI Benefits on Unemployment and Subsequent Outcomes: Evidence from a Kinked Benefit Rule. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(5), 1135–1160. <https://doi.org/10.1111/obes.12367>
- Kyyrä, T., Pesola, H., & Rissanen, A. (2017). Unemployment insurance in Finland: A review of recent changes and empirical evidence on behavioral responses. *VATT Research Reports*, 184. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2921065>
- Lalive, R., van Ours, J. C., & Zweimüller, J. (2006). How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment. *Review of Economic Studies*, 30. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2006.00406.x>

- Lalive, R., van Ours, J. C., & Zweimüller, J. (2011). Equilibrium unemployment and the duration of unemployment benefits. *Journal of Population Economics*, 24(4), 1385–1409. <https://doi.org/10.1007/s00148-010-0318-8>
- Lalive, R., & Zweimüller, J. (2002). Benefit Entitlement and the Labor Market: Evidence from a Large-Scale Policy Change. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.304440>
- Landais, C. (2015). Assessing the Welfare Effects of Unemployment Benefits Using the Regression Kink Design. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 243–278. <https://doi.org/10.1257/pol.20130248>
- Lee, D. S., Leung, P., O'Leary, C. J., Pei, Z., & Quach, S. (2021). Are sufficient statistics necessary? Nonparametric measurement of deadweight loss from unemployment insurance. *Journal of Labor Economics*, 39(S2), 455–506. <https://doi.org/10.1086/711594>
- Lietzmann, T., Schmelzer, P., & Wiemers, J. (2017). Marginal employment for welfare recipients: Stepping stone or obstacle? *LABOUR*, 31(4), 394–414. <https://doi.org/10.1111/labr.12098>
- Lindner, A., & Reizer, B. (2020). Front-Loading the Unemployment Benefit: An Empirical Assessment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(3), 140–174. <https://doi.org/10.1257/app.20180138>
- Maibom, J., Rosholm, M., & Svarer, M. (2017). Experimental Evidence on the Effects of Early Meetings and Activation. *The Scandinavian Journal of Economics*, 119(3), 541–570. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12180>
- McCall, B. P. (1995). The impact of unemployment insurance benefit levels on reciprocity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(2), 189–198. <https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524593>
- McVicar, D. (2008). Job search monitoring intensity, unemployment exit and job entry: Quasi-experimental evidence from the UK. *Labour economics*, 15(6), 1451–1468.
- Meyer, B. D. (1990). Unemployment Insurance and Unemployment Spells. *Econometrica*, 58(4), 757. <https://doi.org/10.2307/2938349>
- Meyer, B., & Mok, W. K. (2007). *Quasi-Experimental Evidence on the Effects of Unemployment Insurance from New York State* (Nr. w12865). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w12865>
- Moffitt, R. (2014). Unemployment benefits and unemployment. *IZA World of Labor*, 13. <https://doi.org/10.15185/izawol.13>
- Mortensen, D. T. (1977). Unemployment Insurance and Job Search Decisions. *ILR Review*, 30(4), 505–517. <https://doi.org/10.1177/001979397703000410>
- Mosthaf, A., Schank, T., & Schwarz, S. (2021). Do Supplementary Jobs for Welfare Recipients Increase the Chance of Welfare Exit? Evidence from Germany. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3823635>
- Nekoei, A., & Weber, A. M. (2020). Seven Facts about Temporary Layoffs. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3617226>
- Rebollo-Sanz, Y. F., & Rodríguez-Planas, N. (2020). When the Going Gets Tough...: Financial Incentives, Duration of Unemployment, and Job-Match Quality. *Journal of Human Resources*, 55(1), 119–163. <https://doi.org/10.3368/jhr.55.1.1015.7420R2>
- Røed, K., & Zhang, T. (2003). Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration? *The Economic Journal*, 113(484), 190–206. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00086>
- Rosholm, M. (2014). Do case workers help the unemployed? *IZA World of Labor*. <https://doi.org/10.15185/izawol.72>
- Schiel, S., Schröder, H., & Gilberg, R. (2008). *Das arbeitsmarktpolitische Programm FAIR. Endbericht der Evaluation*.
- Schnitzer, M., & Rehm, M. (2018, Januar 22). Streichung der Notstandshilfe: Wie viel Vermögen haben Arbeitslose? *A&W Blog*. <https://awblog.at/vermoegen-der-arbeitslosen/>
- Tatsiramos, K., & van Ours, J. C. (2014). LABOR MARKET EFFECTS OF UNEMPLOYMENT INSURANCE DESIGN: UNEMPLOYMENT INSURANCE DESIGN. *Journal of Economic Surveys*, 28(2), 284–311. <https://doi.org/10.1111/joes.12005>
- Titelbach, G., & Fink, M. (2022). *Einkommenssicherung im System der österreichischen Arbeitslosenversicherung*. IHS (mimeo).
- Topel, R. H. (1983). On layoffs and unemployment insurance. *The American Economic Review*, 73(4), 541–559. <https://www.jstor.org/stable/1816558>

- Tuit, S., & van Ours, J. C. (2010). How changes in unemployment benefit duration affect the inflow into unemployment. *Economics Letters*, 109(2), 105–107. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2010.08.013>
- Uusitalo, R., & Verho, J. (2010). The effect of unemployment benefits on re-employment rates: Evidence from the Finnish unemployment insurance reform. *Labour Economics*, 17(4), 643–654. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.02.002>
- Van den Berg, G. J., & Van der Klaauw, B. (2006). Counseling and monitoring of unemployed workers: Theory and evidence from a controlled social experiment. *International economic review*, 47(3), 895–936.
- Winter-Ebmer, R. (2003). Benefit duration and unemployment entry: A quasi-experiment in Austria. *European Economic Review*, 47(2), 259–273. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00198-2](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00198-2)
- Zweimüller, J. (2018). Unemployment insurance and the labor market. *European Association of Labour Economists 29th annual conference, St.Gallen, Switzerland, 21-23 September 2017*, 53, 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2018.06.003>

Anhang

Übersicht A 1: Jahresdurchschnittsbestand der Leistungsbezieherinnen und Leistungsbezieher 2021 nach Leistungsart – detailliert

Leistungsart		Anzahl Personen
Arbeitslosengeld		133.259
AL	Arbeitslosengeld	132.357
AE	Umwandlung eines Pensionsversicherungsanspruchs (Alterspension) auf Arbeitslosengeld ohne Differenznachzahlung	4
AM	Arbeitslosengeld	207
AP	Umwandlung eines Pensionsversicherungsanspruchs (Invaliditätspension) auf Arbeitslosengeld ohne Differenznachzahlung	17
AQ	Arbeitslosengeld nach beruflicher Rehabilitation	636
UH	Überbrückungshilfe	39
Notstandshilfe		131.147
NH	Notstandshilfe	111.925
EU	Erweiterte Überbrückungshilfe	74
NE	Umwandlung eines Pensionsversicherungsanspruchs (Alterspension) auf Notstandshilfe ohne Differenznachzahlung	9
NF	Notstandshilfe für Frauen ab dem 54. Lebensjahr (300% Freigrenzen)	3.555
NM	Notstandshilfe	52
NP	Umwandlung eines Pensionsversicherungsanspruchs (Invaliditätspension) auf Notstandshilfe ohne Differenznachzahlung	64
NY	Notstandshilfe – erhöhte Freigrenze ab dem 50. Lebensjahr	10.441
NZ	Notstandshilfe – erhöhte Freigrenze ab dem 55. Lebensjahr	5.027
Arbeitslosengeldbezug mit Schulung		21.369
AD	Arbeitslosengeld – Schulung	16.593
AG	Schulungs-Arbeitslosengeld aus Altersgründen	784
AS	Schulungs-Arbeitslosengeld	3.977
UD	Überbrückungshilfe – Schulung	7
UG	Schulung – Überbrückungshilfe aus Altersgründen	3
US	Schulung – Überbrückungshilfe	4
Notstandshilfebezug mit Schulung		13.054
ND	Notstandshilfe – Schulung	13.046
ED	Erweiterte Überbrückungshilfe – Schulung	8
Übergangsgeld		31
PU	Übergangsgeld	30
PZ	Übergangsgeld nach Altersteilzeit	0
§ 34 Pensionsversicherungs- bzw. Krankenversicherungsanspruch		4.772
XM	§34 AIVG Pensionsversicherungsanspruch	4.691
XV	§34 AIVG-Anspruch (PV-KV)	81
Gesamt		303.632

Q: WIFO-INDI-DV auf Basis von Daten des BRZ, des AMS und des Dachverbands der Sozialversicherungsträger. WIFO-Berechnungen.