

Der Einfluss des Eintritts einer Behinderung auf das individuelle Armutrisiko – Ergebnisse einer Auswertung auf Basis des SOEP

*Eine Studie im Auftrag des Deutschen Paritätischen
Wohlfahrtsverbands*

3. November 2021

DIW Econ GmbH

Mohrenstraße 58
10117 Berlin

Kontakt:

Maximilian Priem

Tel. +49.30.20 60 972 - 00

Fax +49.30.20 60 972 - 99

service@diw-econ.de

<http://www.diw-econ.de>

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis.....	i
Abbildungsverzeichnis.....	ii
Tabellenverzeichnis.....	iii
1. Einleitung.....	1
2. Datengrundlage und Methode.....	2
2.1 Datengrundlage und Definitionen.....	2
2.2 Schätzmethode.....	5
2.2.1 Coarsened Exact Matching.....	6
2.2.2 Linear Probability Model und Logit.....	9
3. Ergebnisse.....	10
3.1 Deskriptive und multivariate Evidenz.....	10
3.2 Diskussion.....	12
4. Fazit.....	14
Literaturverzeichnis.....	15
Anhang.....	16

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Anteil armutsgefährdeter Personen nach Treatment-Status.....	18
Abbildung 2:	Anteil Erwerbstätiger nach Treatment-Status.....	19
Abbildung 3:	Anteil Bezieher*innen von Leistungen aus der Pflegeversicherung nach Treatment-Status.....	20
Abbildung 4:	Entwicklung des Äquivalenzeinkommens für Angehörige des untersten Einkommensquintils relativ zum Zeitpunkt t1 (t1 = 1)	21
Abbildung 5:	Entwicklung des Äquivalenzeinkommens für Angehörige des mittleren Einkommensquintils relativ zum Zeitpunkt t1 (t1 = 1)	22
Abbildung 6:	Entwicklung des Äquivalenzeinkommens für Angehörige des obersten Einkommensquintils relativ zum Zeitpunkt t1 (t1 = 1)	23
Abbildung 7:	Anteil Einpersonenhaushalte ohne Kinder nach Treatment-Status.....	24
Abbildung 8:	Anteil Zweipersonenhaushalte ohne Kinder nach Treatment-Status	25

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Einteilung in Treatment- und Kontrollgruppe anhand des beobachteten Behinderungsstatus	4
Tabelle 2:	Übersicht der Treatment-Definitionen.....	5
Tabelle 3:	Übersicht der Matching-Variablen und der jeweiligen Matching-Kategorien	8
Tabelle 4:	Finale Stichprobengrößen	9
Tabelle 5:	Marginale Effekte der Anerkennung einer Behinderung (ab Zeile 2: Schätzer der marginalen Effekte eines Logit-Modells mit allen Kontrollvariablen).....	17

1. Einleitung

Das Vorhandensein einer Behinderung kann die gesellschaftliche und wirtschaftliche Teilhabe einer Person gravierend beeinträchtigen. Die vorliegende Studie untersucht multivariat und im Längsschnitt, wie sich der Eintritt einer Behinderung auf das individuelle Armutsrisiko in Deutschland auswirkt.

Die Vorschriften, die die Rehabilitation und Teilhabe von Menschen mit Behinderung in Deutschland regeln, sind insbesondere im Neunten Buch Sozialgesetzbuch (SGB IX) festgehalten. Eine zentrale Rolle spielt dabei der Grad der Behinderung (GdB). Der GdB ist in Zehnerschritten bis 100 eingeteilt und gibt an, wie stark eine Person allgemein von einer Behinderung beeinträchtigt wird.¹ In Deutschland gelten Personen ab einem GdB von 50 als schwerbehindert. Personen mit einem GdB von 30 können Schwerbehinderten unter Umständen jedoch rechtlich gleichgestellt werden, sodass eine eindeutige Trennung von nicht schwerbehinderten Personen und schwerbehinderten Personen nicht möglich ist. In Deutschland, wie in anderen industriellen Staaten auch, ist der Wohlfahrtsstaat mit zahlreichen Mechanismen ausgestattet, um die negativen Auswirkungen einer Behinderung abzumildern. Mögliche Unterstützungen für Personen mit (Schwer-) Behinderung sind beispielsweise Steuerfreibeträge bei der Einkommensteuer, ein besonderer Kündigungsschutz, Zusatzurlaub, eine Beschäftigungspflicht für Arbeitgeber*innen mit mindestens 20 Mitarbeiter*innen oder höhere Leistungen aus dem Arbeitslosengeld 2 (ALG2) aufgrund des Mehrbedarfs.

Von besonderem Interesse ist dabei die Aufrechterhaltung der Arbeitsfähigkeit bzw. die Befähigung, auch mit körperlichen und bzw. oder geistigen Einschränkungen weiterhin beruflich tätig zu sein. Dementsprechend bezieht sich die – spärlich gesäte – Literatur zu längsschnittlichen Untersuchungen der Auswirkungen von Behinderungen auch überwiegend auf Kenngrößen des Arbeitsmarktes, wie die Arbeitszeit, das Arbeitseinkommen oder die Arbeitslosigkeit. Lechner und Vazquez-Alvarez (2011) kommen beispielsweise für die männliche, arbeitende Bevölkerung in Deutschland zu dem Schluss, dass der Eintritt einer Schwerbehinderung die Wahrscheinlichkeit zu arbeiten reduziert, das Einkommen sowie die Wahrscheinlichkeit arbeitslos gemeldet zu sein sich allerdings nicht ändern. Sie schließen daraus, dass Personen mit Schwerbehinderung freiwillig den Arbeitsmarkt verlassen und die sozialen Sicherungssysteme in Deutschland die ökonomischen Herausforderungen, die durch eine Behinderung verursacht werden, erfolgreich reduzieren. Die vorliegende Studie soll die existierende

¹ In Abgrenzung dazu bezieht sich der Grad der Erwerbsminderung nur auf die Fähigkeit zu arbeiten.

Literatur erweitern, indem auf Grundlage der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) die Auswirkungen der Anerkennung einer Behinderung auf das individuelle Armutsrisiko für alle volljährigen Personen in Deutschland untersucht werden und die Rolle der sozialen Sicherungssysteme in Deutschland dabei diskutiert wird.

Die Studie ist in folgende Abschnitte unterteilt. Zunächst wird in Kapitel 2 das SOEP als Datengrundlage, die Definition zentraler Variablen sowie die gewählte Schätzstrategie inklusive Matching-Verfahren und Regressionsmodell vorgestellt. In Kapitel 3 werden die quantitativen Ergebnisse diskutiert und Kapitel 4 fasst die Erkenntnisse der Studie abschließend zusammen.

2. Datengrundlage und Methode

2.1 Datengrundlage und Definitionen

Grundlage für die Analyse bildet das SOEP, welches umfangreiche Haushaltsinformationen zu Themen wie Einkommen, Erwerbstätigkeit, Bildung oder Gesundheit seit 1984 erfasst (Wagner, Frick und Schupp 2007). Die Datenerhebung basiert auf einer jährlichen Wiederholungsbefragung von aktuell rund 30.000 Befragten aus etwa 15.000 Haushalten. Als umfangreiche Haushaltsstichprobe kann mit Hilfe des SOEP ein repräsentatives Bild der gesamten deutschen Bevölkerung gezeichnet werden.²

Im Fokus der Analyse steht, welchen Einfluss die Anerkennung einer Behinderung auf das individuelle Armutsrisiko hat. Das Armutsrisiko der Befragten wird an deren Äquivalenznettohaushaltseinkommen festgemacht, welches die Einkommen aller Haushaltsmitglieder anhand der Haushaltsgröße und Haushaltszusammensetzung gewichtet und somit eine bedarfsgewichtete Vergleichbarkeit ermöglicht.³ Einer gängigen Definition folgend, gilt eine Person als armutsgefährdet, wenn das monatliche Nettoäquivalenzeinkommen ihres Haushalts weniger als 60 % des Medianeinkommens des entsprechenden Jahres entspricht (Bradshaw und Mayhew 2011).

Zentral für die vorliegenden Analysen der Armutsgefährdung sind Informationen darüber, ob bei einer befragten Person eine Behinderung vorliegt. Im SOEP wird sich dieser Information über zwei Fragen genähert. Mithilfe der ersten Frage werden Informationen darüber gewonnen, ob eine amtlich anerkannte Behinderung oder eine Minderung der Erwerbsfähigkeit vorliegt und die zweite Frage

² Für die Analysen der Studie wurden die SOEP-Geflüchtetenstichproben M3-M6 nicht berücksichtigt.

³ Es wird die modifizierte OECD-Äquivalenzskala genutzt, welche von Hagenaars et al. (1994) eingeführt wurde.

ermittelt den Grad der Behinderung (GdB).⁴ Die Befragten tragen den genauen Grad der Behinderung selbstständig ein. Es ist festzuhalten, dass die SOEP-Daten nicht erlauben, den exakten Zeitpunkt des Auftretens einer Behinderung zu messen, sondern mithilfe der Daten nur das Vorhandensein einer amtlich anerkannten Behinderung sowie der GdB gemessen werden kann. Dies muss auch bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden. Zahlen zur Dauer der Bearbeitung von Anträgen auf Feststellung und Anerkennung einer Behinderung sind schwer zugänglich. Das Landesamt für soziale Dienste Schleswig-Holstein weist z.B. aus, dass nur etwa 10 % der Fälle eine Bearbeitungszeit von mehr als 5 Monaten aufweisen.⁵ Bei einer Antragsstellung muss die Beeinträchtigung bereits sechs Monate vorliegen. Da die betroffenen Personen allerdings erhebliche Anreize haben, den Status so zeitig wie möglich anerkennen zu lassen, kann davon ausgegangen werden, dass für die meisten Personen zwischen dem Auftreten oder der Verschlechterung bereits bestehender gesundheitlicher Beeinträchtigungen und der Anerkennung einer Behinderung nicht mehr als ein Jahr vergeht. Aufgrund der akuten Dringlichkeit und den verkürzten Fristen bei Schwerbehinderungen ist davon auszugehen, dass der Zeitraum zwischen dem Auftreten einer Behinderung mit einem höheren GdB und deren Anerkennung deutlich kürzer ist. Um die vorliegenden Analysen in diesem Punkt robuster zu gestalten, werden alle Effekte anhand verschiedener Schwellenwerte für die anerkannte (Schwer-)Behinderung berechnet und ein möglicher Effekt der oben beschriebenen Annahme berücksichtigt werden (siehe Tabelle 2). Für die vorliegenden jährlichen Erhebungsdaten wird somit in den Analysen von einem Auftreten einer Behinderung von einem zum nächsten Beobachtungszeitpunkt ausgegangen, wenn im ersten Zeitpunkt kein GdB und im zweiten ein GdB größer null angegeben wird.

Der große Vorteil der SOEP-Daten ist deren Panelstruktur. Im Längsschnitt werden Individuen jährlich beobachtet. Von zentralem Interesse für die Auswertungen sind dabei Personen, bei denen im Beobachtungszeitraum eine anerkannte Behinderung neu auftritt. Dadurch ist es möglich, ihren Zustand sowohl vor als auch nach dem „Eintritt einer Behinderung“ als auch im Unterschied zu Personen ohne Behinderung zu untersuchen (Details zur methodischen Herangehensweise in Kapitel 2.2). Angelehnt an Lechner und Vazquez-Alvarez (2011) werden die Befragten im SOEP dabei in Vierjahresabschnitten untersucht. Für die Treatment-Gruppe beschreibt der Zeitpunkt t1 den letzten Befragungszeitpunkt vor der Anerkennung einer Behinderung, die Jahre t2 und t3 stellen einen

⁴ Bspw. im Fragebogen im Erhebungsjahr 2019 die Frage 150: „Sind Sie nach amtlicher Feststellung erwerbsgemindert oder schwerbehindert?“ sowie die Frage 151: „Bitte geben Sie den Grad der Behinderung bzw. den Grad der Minderung der Erwerbsfähigkeit an.“ (DIW Berlin/ SOEP 2020).

⁵ <https://www.sovd-sh.de/aktuelles/meldung/wie-lange-dauert-die-bearbeitung-des-antrags-fuer-den-grad-der-behinderung-im-durchschnitt>, abgerufen am 15.10.2021

Zeitraum der Anpassung an den Behinderungsstatus dar und t4 ist anschließend der Vergleichszeitpunkt zur Situation in t1 (siehe Tabelle 1). Die Kontrollgruppe besteht aus Personen, die im Beobachtungszeitraum vier aufeinander folgende Jahre keine anerkannte Behinderung angegeben haben und auch nicht in einem Haushalt zusammen mit Personen mit einer anerkannten Behinderung gelebt haben.

Tabelle 1:
Einteilung in Treatment- und Kontrollgruppe anhand des beobachteten Behinderungsstatus

	t1	t2	t3	t4
Treatment-Gruppe	keine Behinderung	anerkannte Behinderung	anerkannte Behinderung	anerkannte Behinderung
Kontrollgruppe	keine Behinderung	keine Behinderung	keine Behinderung	keine Behinderung

Quelle: Eigene Darstellung.

In den vorliegenden Analysen werden alle Zusammenhänge anhand von drei verschiedenen definierten Treatment-Gruppen überprüft, um einerseits die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen und andererseits mögliche Unterschiede in Effekten auf die Armutsgefährdung nach Behinderungsgrad ableiten zu können (Details in Kapitel 2.2). Unter Berücksichtigung der in Kapitel 1 erläuterten rechtlichen Begebenheiten werden jeweils Personen, die in der vierjährigen Beobachtungsperiode ab dem zweiten Jahr einen Grad der Behinderung von größer 0, mindestens 30 oder mindestens 50 angegeben haben, in die sich gegenseitig nicht ausschließenden Treatment-Gruppen aufgenommen (Tabelle 2).⁶

⁶ Personen ab einem GdB von 50 gelten in Deutschland als schwerbehindert, während Personen mit einem GdB von 30 Schwerbehinderten unter Umständen rechtlich gleichgestellt werden können.

Tabelle 2:
Übersicht der Treatment-Definitionen

Treatment-Gruppe	GdB Grenzwert
Treatment-Gruppe 1	GdB größer 0
Treatment-Gruppe 2	GdB größer oder gleich 30
Treatment-Gruppe 3	GdB größer oder gleich 50

Quelle: Eigene Darstellung.

Da Beobachtungen aus der Kontrollgruppe mehrfach für das Matching benutzt werden können, werden diese entsprechend dupliziert. So enthält zum Beispiel der Beobachtungszeitraum einer befragten Person von fünf Jahren zwei Vierjahressequenzen.

Das auf den SOEP-Daten aufbauende Sample der vorliegenden Untersuchungen ist somit ein sogenanntes gepooltes Sample verschiedener Vierjahresperioden von Personen mit Treatment ab t2 oder keinem Treatment in allen vier Beobachtungen (zur Kontrolle). Um mögliche disruptive Effekte durch die letzte große Reform des deutschen Sozialsystems – der Agenda 2010 – auszuschließen, werden bei der Konstruktion des Panels nur Beobachtungen aus den Jahren 2005 bis 2018 berücksichtigt.⁷ Um die Vergleichbarkeit über die Zeit zu gewährleisten, werden alle monetären Variablen in realen Werten zum Preisniveau von 2015 angegeben.

2.2 Schätzmethode

Der Goldstandard der Quantifizierung eines kausalen Effektes ist eine randomisierte kontrollierte Experimentalstudie, die insbesondere in der medizinischen Forschung Anwendung findet. Eine Studie wird als kontrolliert bezeichnet, wenn beispielsweise eine mit einem Medikament oder anderem „Treatment“ behandelte Gruppe (als Treatment-Gruppe bezeichnet) mit einer Kontrollgruppe verglichen wird. Randomisiert bedeutet in diesem Kontext, dass die Zuordnung in eine der beiden Gruppen zufällig geschieht. Der Verlauf der Zielgröße innerhalb der Kontrollgruppe kann dann als kontrafaktischer Verlauf der Zielgröße für die Treatment-Gruppe angesehen werden.

⁷ Insgesamt liegen Daten bis 2019 vor, jedoch beziehen sich einige relevante Daten auf das Vorjahr, sodass der obere Rand des Zeitfensters 2018 ist.

Da der Eintritt einer Behinderung, u.a. aus ethischen Gründen, nicht im Labor herbeigeführt werden kann, wird auf ein sogenanntes natürliches Experiment zurückgegriffen. Ein natürliches Experiment ist der Versuch, randomisierte Treatment- und Kontrollgruppen aus realen Beobachtungen retrospektiv zu konstruieren, in der vorliegenden Studie auf Basis der SOEP-Daten. Der Eintritt einer Behinderung ist allerdings nicht zufällig, sodass die Schätzung des kausalen Effektes ohne Berücksichtigung einer möglichen Selbstselektion verzerrt wäre. Unter Selbstselektion wird verstanden, dass Personeneigenschaften, wie beispielsweise Verhaltensmuster oder genetische Dispositionen, mit der Wahrscheinlichkeit für den Eintritt einer Behinderung zusammenhängen. Diese Eigenschaften, die die Selbstselektion determinieren, könnten auch Einfluss auf das Einkommen und somit die Armutsgefährdung haben und daher die Schätzung der Effekte verzerren. Es wäre nur möglich, einen unverzerrten Effekt des Eintritts einer Behinderung zu schätzen, wenn die funktionale Form des Modells, d.h. alle Größen, die das Risiko einer Behinderung determinieren, bekannt wären. Die UN hat beispielsweise zahlreiche Faktoren identifiziert, die sich grob in die Kategorien Freizeitgestaltung, Verkehrssituation am Wohnort, Arbeitsstatus, sozioökonomische Charakteristika und familiärer Hintergrund unterteilen lassen (UN 2001; Lechner und Vazquez-Alvarez 2003). Eine umfassende Identifikation und Messung passender Variablen ist jedoch selbst im Rahmen der SOEP-Erhebung nicht möglich, sodass eine vollkommene Berücksichtigung aller relevanten Faktoren nicht angenommen werden kann. Beispielsweise lässt sich aus den beobachteten Daten nicht vollständig für die genetische Disposition kontrollieren.

Die Abhängigkeit des Schätzergebnisses von der funktionalen Form kann durch sogenanntes Matching reduziert werden, indem der Zusammenhang zwischen dem Treatment und den Kontrollvariablen aufgebrochen wird (Ho et al. 2007). Dies wird dadurch erreicht, dass Treatment- und Kontrollgruppe bezüglich der Determinanten einer Behinderung die gleichen Eigenschaften vorweisen. Das bedeutet, dass beide Gruppen eine ähnliche Verteilung der relevanten Variablen vorweisen. Im Folgenden wird die angewendete Matching-Methode näher erläutert.

2.2.1 Coarsened Exact Matching

Die vorliegende Studie verwendet *Coarsened Exact Matching* (CEM). Ziel des CEMs ist es, die Verteilung von Variablen, die einen Einfluss auf den Eintritt einer Behinderung haben, zwischen der Treatment- und Kontrollgruppe anzugleichen, sodass nur noch das tatsächliche Eintreten einer Behinderung die Unterschiede zwischen den beiden Gruppen begründen kann. Dazu wird eine Auswahl an Variablen in Kategorien eingeteilt und nur Beobachtungen in die Kontrollgruppe aufgenommen, die in allen beachteten Variablen genau die gleichen Kategorien vorweisen wie eine

Treatment-Person (Iacus et al. 2012). Eine Kombinationsmöglichkeit der Matching-Variablen wird als Stratum bezeichnet. Einige dieser Matching-Variablen könnten über den Zeitverlauf wiederum vom Behindertenstatus beeinflusst werden und werden daher nur in t1 beim Matching berücksichtigt, um eine Verzerrung durch Endogenität zu vermeiden. Tabelle 3 listet die berücksichtigten Variablen und die jeweiligen Matching-Kategorien.

Tabelle 3:
Übersicht der Matching-Variablen und der jeweiligen Matching-Kategorien

Variable	Matching-Kategorien
Alter in t1	18 bis 20 Jahre, dann 5-Jahres-Fenster bis 75 Jahre und als letzte Kategorie Personen älter als 75 Jahre
Arbeitsmarktstatus und Berufsfeld in t1	<ul style="list-style-type: none"> • nicht erwerbstätig und arbeitslos gemeldet; nicht erwerbstätig und nicht arbeitslos gemeldet • Auszubildende und Praktikant*innen • Arbeiter*innen/ blue collar • Angestellte/ white collar • Beamte*innen • Freiberufler*innen und geschäftsführende Gesellschafter*innen • Rentner*innen
Geschlecht	männlich; weiblich
tatsächliche wöchentliche Arbeitszeit in t1	0 als eigene Klasse, dann 10-Stunden-Fenster und als letzte Kategorie mehr als 50 Stunden
Regelmäßigkeit sportlicher Aktivitäten in t1	<ul style="list-style-type: none"> • nie • unregelmäßig (seltener als wöchentlich) • regelmäßig (wöchentlich)
Haushaltstyp in t1	<ul style="list-style-type: none"> • Einpersonenhaushalt • Paar ohne Kinder • Alleinerziehende • Paar mit Kindern • Mehrgenerationenhaushalt • Sonstige

Notiz: Das Jahr in t1 wurde als Surveyinformation ebenfalls beim Matching berücksichtigt.

Quelle: Eigene Darstellung.

Tabelle 4 fasst die finalen Fallzahlen zusammen. Da durch das Matching je nach verwendeter Treatment-Definition (siehe auch Tabelle 2) andere Beobachtungen in die Kontrollgruppe aufgenommen werden, müssen drei unterschiedliche Stichproben analysiert werden. Erwartungsgemäß sinkt die Stichprobenzahl, je strenger das Treatment definiert wird. Mit 501 Personen sind auch für die strengste Definition (GdB ≥ 50) ausreichend Personen in der Treatment-Gruppe vorhanden, um robuste Ergebnisse aus einer Schätzung zu erhalten.

Tabelle 4:
Finale Stichprobengrößen

Treatment-Definition	Anzahl der Personen in der Treatment-Gruppe	Anzahl der Personen in der Kontrollgruppe (ohne Duplikate)	Stichprobengröße (mit Duplikaten)
GdB > 0	883	6.665	14.817
GdB ≥ 30	774	6.176	13.800
GdB ≥ 50	501	4.747	9.917

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.

Ergebnis des CEMs sind CEM-Gewichte. Die Summe der Gewichte in der Kontrollgruppe entspricht den Gewichten in der Treatment-Gruppe innerhalb eines Stratum, wobei jeder Treatment-Beobachtung ein Gewicht von 1 zugewiesen ist. Die CEM-Gewichte werden in den verschiedenen Regressionsmodellen zur Identifizierung des gewünschten Effekts angewendet und konstruieren somit das gewünschte quasi-experimentelle Setting.

2.2.2 Linear Probability Model und Logit

Das Ziel der vorliegenden Studie ist die Quantifizierung des Unterschieds des individuellen Armutsrisikos zwischen Treatment-Gruppe und Kontrollgruppe, welcher durch das Eintreten einer Behinderung verursacht wird. Hierfür wird die Differenz der individuellen Armutsrisiken zwischen Kontroll- und Treatment-Gruppe vor dem Eintritt der Behinderung (t_1) mit der Differenz nach dem Eintritt der Behinderung (t_4) verglichen (vgl. Tabelle 1). Diese Methode ist auch unter dem Begriff Difference-in-Difference-Methode (DiD) bekannt. Die Zeitpunkte t_2 und t_3 werden als Zeitraum der Anpassung an die Behinderung innerhalb der Regression nicht betrachtet. Die abhängige Variable der Armutsgefährdung in den vorliegenden Untersuchungen ist eine binäre Variable (1 = armutsgefährdet; 0 = nicht armutsgefährdet). Daher wird der Effekt zunächst mit einem Logit-Modell geschätzt, welches

es auch erlaubt, den kausalen Effekt direkt für verschiedene Personengruppen zu identifizieren. Dabei wird der kausale Effekt über den Zwischenschritt des durchschnittlichen marginalen Effektes berechnet (Wooldridge 2015).⁸ Ein Linear Probability Model (LPM) wird zusätzlich geschätzt, um die Ergebnisse aus dem Logit-Modell auf ihre Robustheit hin zu prüfen.

Als Kontrollvariablen werden dem CEM-Ansatz folgend alle Matching-Variablen genutzt. Zusätzlich wird für Bildung, Migrationshintergrund, Region (Ost-/Westdeutschland) und den Empfang von verschiedenen Transferleistungen in t1 im Haushalt kontrolliert.⁹ Diese Variablen stellen Faktoren dar, die nachweislich einen Einfluss auf das Armutsrisiko haben (Grabka und Frick 2010; Giesecke et al. 2017).

3. Ergebnisse

3.1 Deskriptive und multivariate Evidenz

Abbildung 1 (im Anhang) beschreibt die deskriptiven Verläufe des Anteils von Personen, die in einem armutsgefährdeten Haushalt leben, getrennt nach Treatment- und Kontrollgruppe über die Beobachtungszeit t1 bis t4. Die Werte des gepoolten Samples sind mit CEM-Gewichten gewichtet, um einen Vergleich der beiden Gruppen trotz unterschiedlicher Fallzahlen und unter Ausschluss nicht relevanter Beobachtungen zu ermöglichen.

In t1 liegt der Anteil armutsgefährdeter Personen, unabhängig von der genauen Treatment-Definition, in der Kontrollgruppe bei etwa 13 % und in der Treatment-Gruppe bei etwa 18 %. Die Anteile nähern sich über den Verlauf der vier Beobachtungsjahre deutlich an. Innerhalb der Stichprobe mit der strengsten Treatment-Definition ($GdB \geq 50$) ist der Anteil nach vier Jahren ungefähr auf dem Niveau der Kontrollgruppe. Für die ersten beiden Treatment-Gruppen bleibt der Anteil armutsgefährdeter Personen weiterhin über dem der Kontrollgruppe.

⁸ Die in einer Logit-Regression geschätzten Koeffizienten entsprechen dem Chancenverhältnis, welches über den Logarithmus in marginale Effekte umgerechnet werden kann. Der marginale Effekt hängt wiederum von den Werten für alle übrigen Kontrollvariablen ab. Um den Effekt dennoch mit einer Zahl interpretieren zu können, wird der Durchschnitt aller marginalen Effekte berechnet. In dem man nur Personen mit bestimmten Eigenschaften betrachtet, können auch marginale Effekte für bestimmte Personengruppen berechnet werden (*marginal effects at levels*).

⁹ Zu den berücksichtigten Transferleistungen gehören ALG1, ALG2, Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung, Sozialhilfe, Leistungen aus der Pflegeversicherung und sonstige Transfers.

Die deskriptive Betrachtung lässt somit einen negativen Zusammenhang zwischen der Anerkennung einer Behinderung und der Armutsgefährdung einer Person vermuten. Diesen Trend gilt es im Regressionsmodell, indem für weitere Einflussfaktoren kontrolliert werden kann, zu überprüfen. Wie in Kapitel 2 beschrieben, wird der Effekt einer Behinderung mit Hilfe eines Logit-Modells geschätzt und anschließend als durchschnittlicher marginaler Effekte berechnet.

Die wichtigsten Regressionsergebnisse werden in Tabelle 5 im Anhang zusammengefasst. Die Befunde für das komplette Sample bestätigen die deskriptiven Befunde. Demnach reduziert die Anerkennung einer Behinderung - je nach Treatment-Definition- das Armutsrisiko um durchschnittlich etwa 2,5 bis 4,9 Prozentpunkte, wobei die strengste Definition zum stärksten durchschnittlichen Effekt führt. Die Ergebnisse des Logit-Modells werden grundsätzlich durch das LPM bestätigt und alle geschätzten Effekte sind zu einem Konfidenzniveau von mindestens 10 Prozent signifikant verschieden von Null.

Bei der Interpretation dieser Ergebnisse sollte beachtet werden, dass die Modelle nur Aussagen zur Effektgröße, nicht aber zum allgemeinen Armutsniveau von Menschen mit Behinderungen treffen. Der Treatment-Effekt ist als Reduktion des Armutsniveau im Vergleich über die Zeit und zwischen den Gruppen zu verstehen. Damit befindet sich der Anteil an Menschen in Armut, die eine Behinderung erfahren, nicht zwingenderweise auf dem gleichen Niveau wie bei Menschen, bei denen keine Behinderung im gleichen Zeitraum vorlag (vgl. Deskription).

In einem Logit-Modell können zusätzlich zum durchschnittlichen marginalen (kausalen) Effekt diese Effekte auch in Abhängigkeit von Personen- und Haushaltseigenschaften geschätzt werden. Dadurch ist es möglich, zu untersuchen, ob sich der Effekt einer anerkannten Behinderung auf das Armutsgefährdungsrisiko nach Personengruppen oder Haushaltseigenschaften unterscheidet. Von besonderem Interesse ist dabei die Frage, ob sich der Effekt für folgende Eigenschaften (in t1) unterscheidet:

- Geschlecht
- Alter
- Angestellte (white collar) /Arbeiter*innen (blue collar)
- ALG2-Bezug
- Bezug von Leistungen aus der Pflegeversicherung

Die spezifischen Effekte sind dabei in etwa in der Größenordnung der durchschnittlichen marginalen Effekte. Folgende Ergebnisse, die die Entwicklung von Personen der Treatment-Gruppen mit der

Entwicklung von Personen der Kontrollgruppen mit der jeweils gleichen Eigenschaft vergleichen, können hervorgehoben werden:

- Der marginale Effekt ist besonders hoch für Personen, die in t1 in Haushalten mit ALG2-Bezug leben. Hier ist der Effekt durchweg etwa doppelt so groß wie der durchschnittliche marginale Effekt. Für die strengste Treatment-Definition reduziert die Anerkennung einer Behinderung das Armutsrisiko für Personen, die in ALG2-Haushalten leben, sogar um 9,1 Prozentpunkte.
- Es gibt keine Unterschiede nach Berufsgruppen oder Geschlecht.
- Der Effekt nimmt mit dem Alter zu (verdeutlicht an den Altersgruppen 31 bis 35 Jahre und 71 bis 75 Jahre).
- Für Personen, die in Haushalten leben, die bereits vor der Anerkennung einer Behinderung Leistungen aus der Pflegeversicherung bezogen haben, ist der armutsreduzierende Effekt etwas niedriger als im Durchschnitt.

Alle Ergebnisse können in ihrer Tendenz auch für andere Untersuchungszeiträume bestätigt werden. Für die vorliegende Studie wurde die Robustheit der Ergebnisse bei einer Untersuchung der SOEP-Daten ab dem Jahr 2000 bestätigt. Zudem wurden in weiteren Durchläufen auch die Kosten, die durch pflege- oder hilfsbedürftige Personen im Haushalt entstehen und nicht von der Kranken- oder Pflegeversicherung getragen werden, berücksichtigt. Es war kein nennenswerter Einfluss auf die Schätzergebnisse festzustellen. Generell werden diese Kosten nur von sehr wenigen Personen im SOEP angegeben, was zum einen daran liegen könnte, dass nur regelmäßige Kosten abgefragt werden.¹⁰ Zum anderen können relevante Kosten nicht sichtbar oder nicht quantifizierbar sein.

3.2 Diskussion

Für die arbeitende und nicht arbeitende Bevölkerung können die Nachteilsausgleiche, die mit der Anerkennung einer Behinderung verbunden sind, über verschiedene Kanäle das Einkommen und damit die Armutsgefährdung beeinflussen. Arbeitende Personen profitieren unter anderem von Steuerfreibeträgen und einem stärkeren Kündigungsschutz. Nicht arbeitende Personen profitieren beispielsweise von den Anreizen für Unternehmen, Personen mit Behinderung einzustellen oder von

¹⁰ In der Treatment-Gruppe mit der einfachen Behinderungsdefinition ($GdB > 0$) geben beispielsweise nur etwa 20 Personen diese Kosten an.

einem gewährten Mehrbedarf, welcher die ALG2-Transfers erhöht. Abbildung 2 (im Anhang) zeigt, dass der Anteil Erwerbstätiger in den Treatment-Gruppen gegenüber der Kontrollgruppe über alle Definitionen hinweg im Zeitverlauf gesunken ist. Dies deutet darauf hin, dass der Gesamteffekt nicht allein durch ein gestiegenes Nettoeinkommen aus Arbeit begründet werden kann. Vielmehr steigt innerhalb der Treatment-Gruppe der Anteil von Personen, die Transfers beziehen. Aus Abbildung 3 ist exemplarisch ersichtlich, dass der Anteil der Personen, die in Haushalten leben, welche Leistungen aus der Pflegeversicherung beziehen, über die Zeit steigt.

Der starke Effekt für Empfänger*innen von ALG2 und ältere Personen deutet darauf hin, dass besonders Personen in Haushalten mit einem geringen Einkommen von Maßnahmen profitieren, die die Teilhabe von Personen mit Behinderung am gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Leben fördern sollen. Abbildung 4 bis Abbildung 6 (im Anhang) zeigen die Entwicklung des Nettoäquivalenzeinkommens relativ zum Einkommen in t1 für Personen, deren Haushalt in t1 dem untersten, mittleren und obersten Einkommensquintil zugeordnet wurde. Für Personen im untersten Quintil steigt das Einkommen demnach um etwa 20 Prozent, wenn sie über den gesamten Zeitraum keine Behinderung aufweisen und um fast 40 Prozent, wenn sie in t2 eine Behinderung anerkannt bekommen. Der Unterschied zwischen den beiden Gruppen ist deutlich. Eine ähnliche Entwicklung des Einkommens im Vergleich zu t1 auf zwei unterschiedlichen Niveaus ist in den anderen Quintilen nicht zu erkennen. Für Personen der Treatment-Gruppe im obersten Quintil ist das Nettoäquivalenzeinkommen sogar leicht rückläufig. Auch hier sind die Ergebnisse robust gegenüber der Treatment-Definition.

Man kann somit festhalten, dass der gemessene Effekt insbesondere auf die stärkere Einkommensentwicklung von behinderten Personen mit geringem Einkommen gegenüber nicht behinderten Personen mit geringem Einkommen zurückzuführen ist. In diesen Haushalten hat die Anerkennung einer Behinderung eine Erhöhung staatlicher Bezüge zur Folge, wodurch viele dieser Haushalte über die per Definition festgelegte Armutsgefährdungsschwelle von 60 Prozent des Medianeinkommens gehoben werden.

Eine weitere mögliche Erklärung für die sich verändernde Armutsgefährdung könnte auch in der Haushaltszusammensetzung betroffener Haushalte liegen. Es wäre z.B. denkbar, dass enge Verwandte oder Bekannte mit betroffenen Personen zusammenziehen, um diese zu unterstützen. Dadurch würde sich auch das bedarfsgewichtete Haushaltseinkommen verändern. Eine solche Veränderung der Haushaltstypen kann im Untersuchungssample jedoch nicht bestätigt werden. Abbildung 7 und Abbildung 8 (im Anhang) zeigen exemplarisch die Anteile von Ein- und Zweipersonenhaushalten ohne Kinder, welche sich über die Zeit in beiden Gruppen etwa gleich entwickelt haben.

4. Fazit

Die vorliegende Studie zeigt, dass die Sicherungssysteme in Deutschland erfolgreich die Armutsgefährdung für Personen mit einer neu auftretenden Behinderung reduzieren. Dies gilt insbesondere für ALG2-Empfänger*innen und ältere Personen. Der Effekt kommt dadurch zustande, dass die gezahlten Leistungen und Transfers im Vergleich zum Einkommen vor Eintritt der Behinderung besonders für Personen mit niedrigem Einkommen relativ hoch sind. ALG2-Empfänger*innen profitieren besonders vom Mehrbedarf, der zusätzlich zum Regelsatz gewährt wird.

Die Ergebnisse sind grundsätzlich robust gegenüber der gewählten Definition der Treatment-Gruppe, wobei die strengste Definition (GdB ≥ 50) die deutlichsten Ergebnisse vorweist. Dies lässt den Schluss zu, dass die armutsreduzierenden Effekte für die vulnerabelsten Personen am stärksten sind. Ferner lässt sich die Reduktion der Armutsgefährdung nicht auf Änderungen in der Haushaltskomposition zurückführen, gleichwohl davon ausgegangen werden kann, dass Verwandte, die bereits im Haushalt leben, einen erheblichen Beitrag zur Pflege leisten.

Bei der Interpretation der Ergebnisse sollte zudem berücksichtigt werden, dass eine Behinderung die Lebensqualität äußerst einschränken kann und der Verlust von Gesundheit und Lebensqualität nur bedingt durch Geld aufgewogen werden kann.

Literaturverzeichnis

- Bradshaw, J. & Mayhew, E. (2011): The measurement of extreme poverty in the European Union. European Commission, DG Employment, Social Affairs and Inclusion, Brussels.
- DIW Berlin / SOEP (Ed.) (2020): SOEP-Core - 2019: Personenfragebogen, Stichproben A-L3, M1-M2 + N-O. *SOEP Survey Papers*, No. 909, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin.
- Giesecke, J., Kroh, M., Tucci, I., Baumann, A.-L. & El-Kayed, N. (2007): Armutsgefährdung bei Personen mit Migrationshintergrund: Vertiefende Analysen auf Basis von SOEP und Mikrozensus. *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research*, No. 907, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin.
- Grabka, M. M. & Frick, J.R (2010): Weiterhin hohes Armutsrisiko in Deutschland: Kinder und junge Erwachsene sind besonders betroffen. *DIW Wochenbericht*, Vol. 77(7), S. 2-11.
- Hagenaars, A., de Vos, K. & Zaidi, M.A. (1994): Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on micro-data, Office for Official Publications of the European Communities. Luxembourg.
- Ho, D. E., Imai, K., King, G. & Stuart, E. A. (2007): Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. *Political analysis*, 15(3), S. 199-236.
- Iacus, S. M., King, G. & Porro, G. (2012): Causal inference without balance checking: Coarsened exact matching. *Political analysis*, 20(1), S. 1-24.
- Lechner, M. & Vazquez-Alvarez, R. (2003): The effect of disability on labour market outcomes in Germany: evidence from matching. Working Paper.
- Lechner, M. & Vazquez-Alvarez, R. (2011): The effect of disability on labour market outcomes in Germany. *Applied Economics*, 43(\$), S. 389-412.
- United Nations (2001): Guidelines and principles for the development of disability statistics. United Nations, Dept. of Economic and Social Affairs, Statistics Division, New York.
- Wagner, G.G., Frick, J.R. & Schupp, J. (2007): The German socio-economic panel study (SOEP): Scope, evolution and enhancements. No. 1. *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research*, No.1, No. 907, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin.
- Wooldridge, J.M. (2015): Introductory econometrics: A modern approach. Cengage learning, Boston.

Anhang

Tabelle 5:
Marginale Effekte der Anerkennung einer Behinderung (ab Zeile 2: Schätzer der marginalen Effekte eines Logit-Modells mit allen Kontrollvariablen)

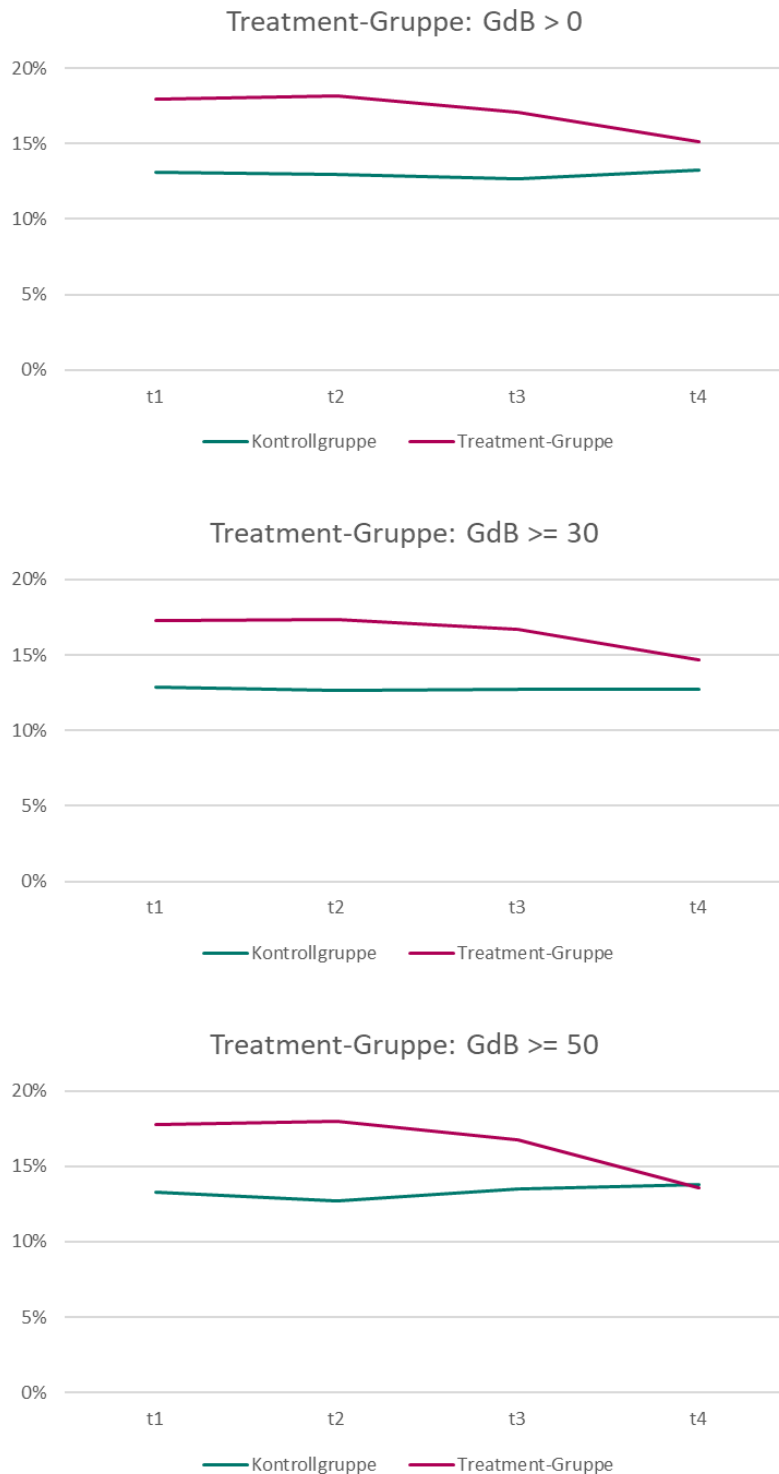
Marginale Effekte (ME)	GdB > 0	GdB >= 30	GdB >= 50
LPM (OLS)	-0,0294**	-0,0249*	-0,0466***
Durchschnittlicher ME	-0,0258**	-0,0245*	-0,0488***
ME für 31 – 35-Jährige	-0,0253**	-0,0191*	-0,0312**
ME für 71 – 75-Jährige	-0,0315**	-0,0294*	-0,0561***
ME für Arbeiter*innen	-0,0302**	-0,0266*	-0,0580**
ME für Angestellte	-0,0263**	-0,0256*	-0,0565**
ME ohne ALG2-Bezug	-0,0287**	-0,0245*	-0,0489***
ME mit ALG2-Bezug	-0,0557**	-0,0459*	-0,0912***
ME für Männer	-0,0288**	-0,0244*	-0,0488***
ME für Frauen	-0,0287**	-0,0245*	-0,0488***
ME ohne Bezug v. Leistung aus der Pflegeversicherung	-0,0287**	-0,0246*	-0,0490***
ME mit Bezug v. Leistung aus der Pflegeversicherung	-0,0201**	-0,0171*	-0,0363**

Notiz: ***, ** und * deuten auf eine Signifikanz zum Konfidenzniveau von 1%, 5% und 10% hin; Standardabweichung wird auf Haushaltsebene geclustert; ME = Marginaler Effekt; Die ME für die Untergruppen beziehen sich auf die entsprechende Eigenschaft in t1.

N = 29.634; 27.600; 19.834.

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.

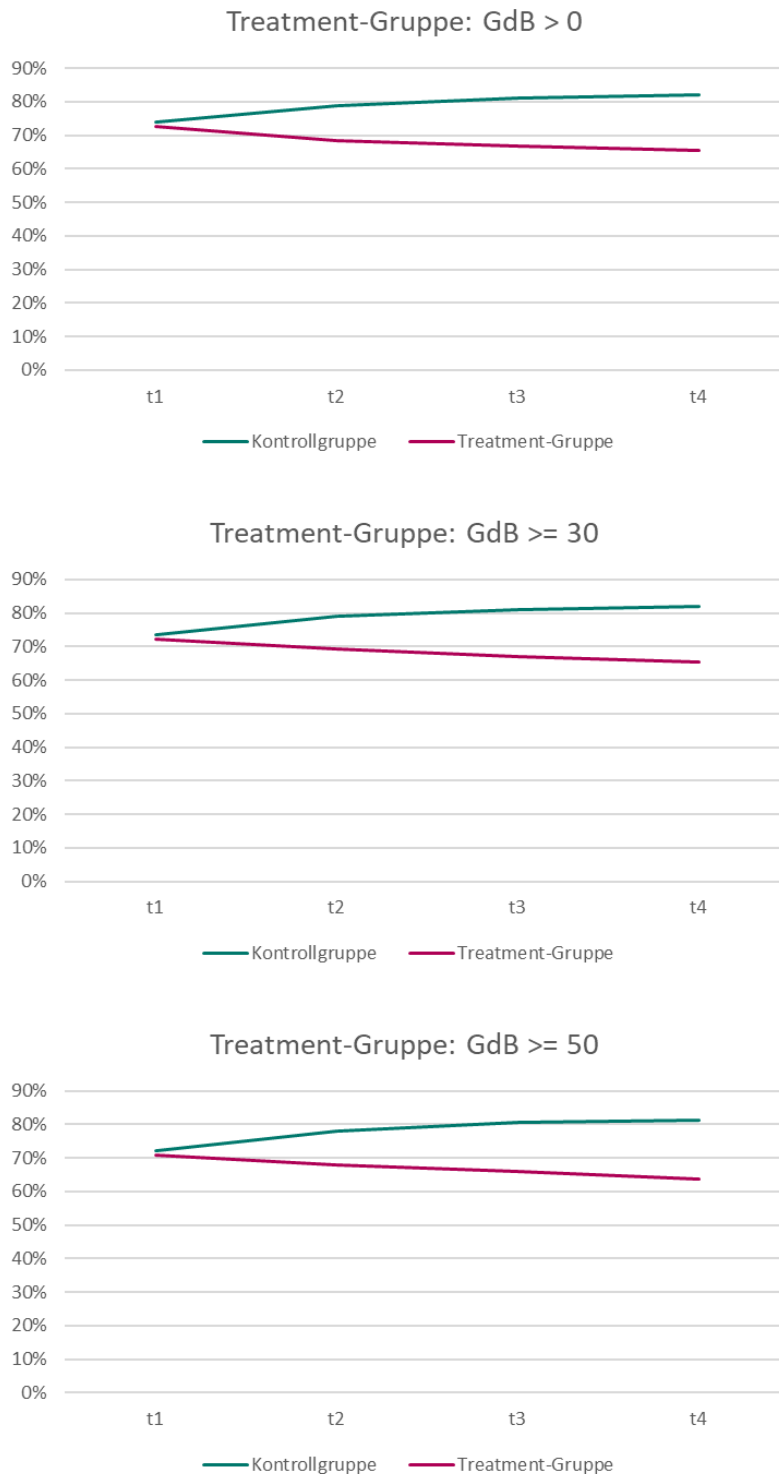
Abbildung 1:
Anteil armutsgefährdeter Personen nach Treatment-Status



Notiz: Gewichtet mit CEM-Gewichten. N = 59.268; 55.200; 39.668.

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.

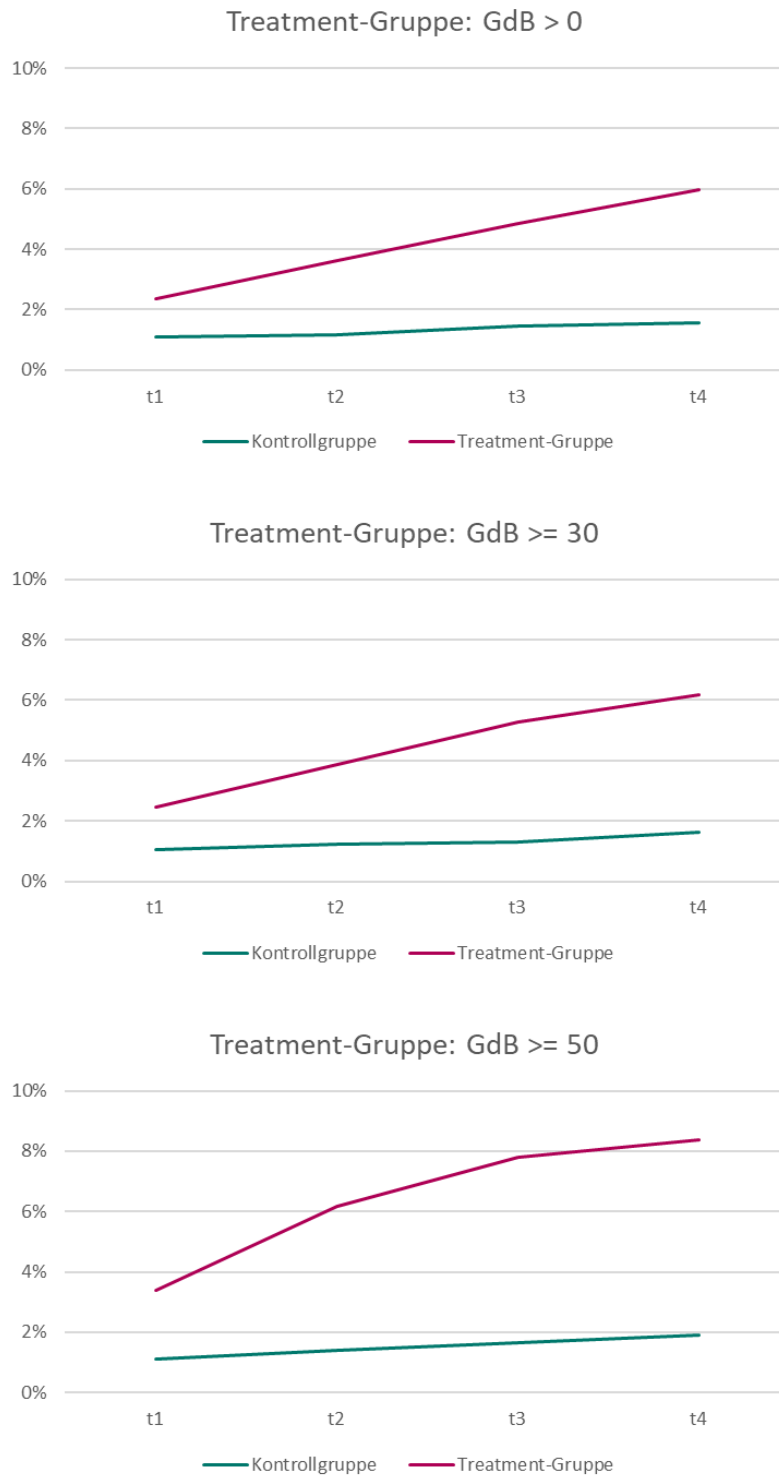
Abbildung 2:
Anteil Erwerbstätiger nach Treatment-Status



Notiz: Gewichtet mit CEM-Gewichten. N = 59.268; 55.200; 39.668. Nur Personen jünger als 60 Jahre.

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.

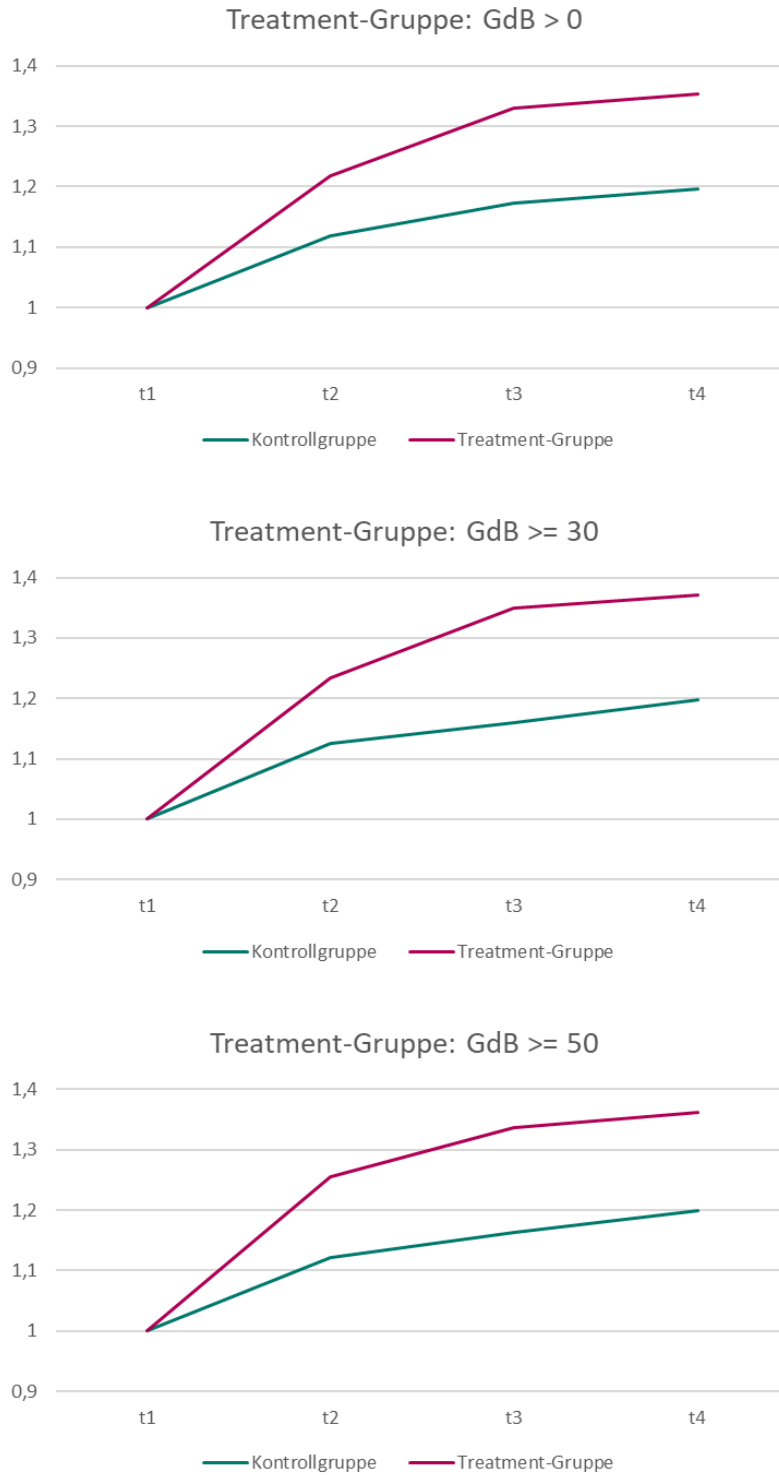
Abbildung 3:
Anteil Bezieher*innen von Leistungen aus der Pflegeversicherung nach Treatment-Status



Notiz: Gewichtet mit CEM-Gewichten. N = 59.268; 55.200; 39.668.

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.

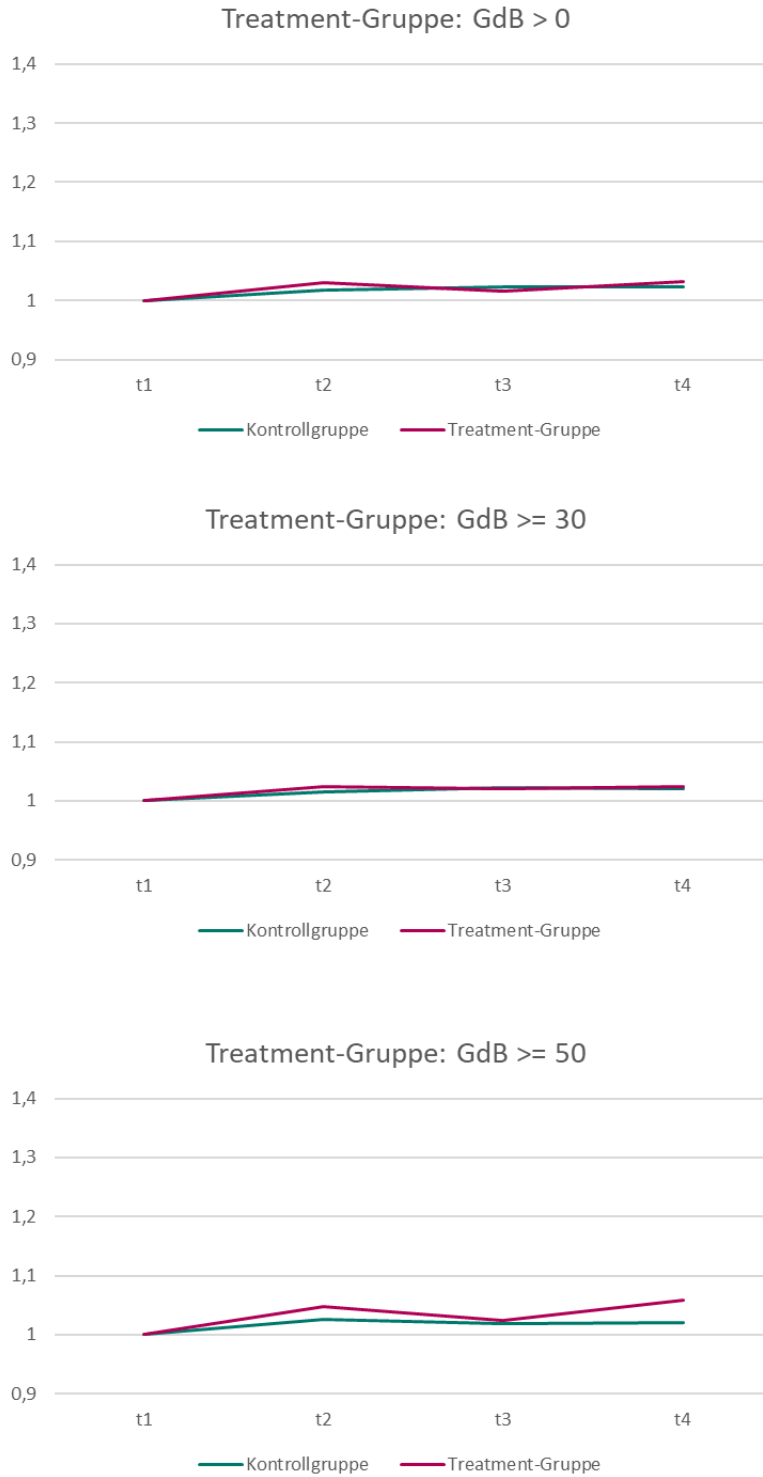
Abbildung 4:
Entwicklung des Äquivalenzeinkommens für Angehörige des untersten Einkommensquintils relativ zum Zeitpunkt t1 (t1 = 1)



Notiz: Gewichtet mit CEM-Gewichten. N = 59.268; 55.200; 39.668.

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.

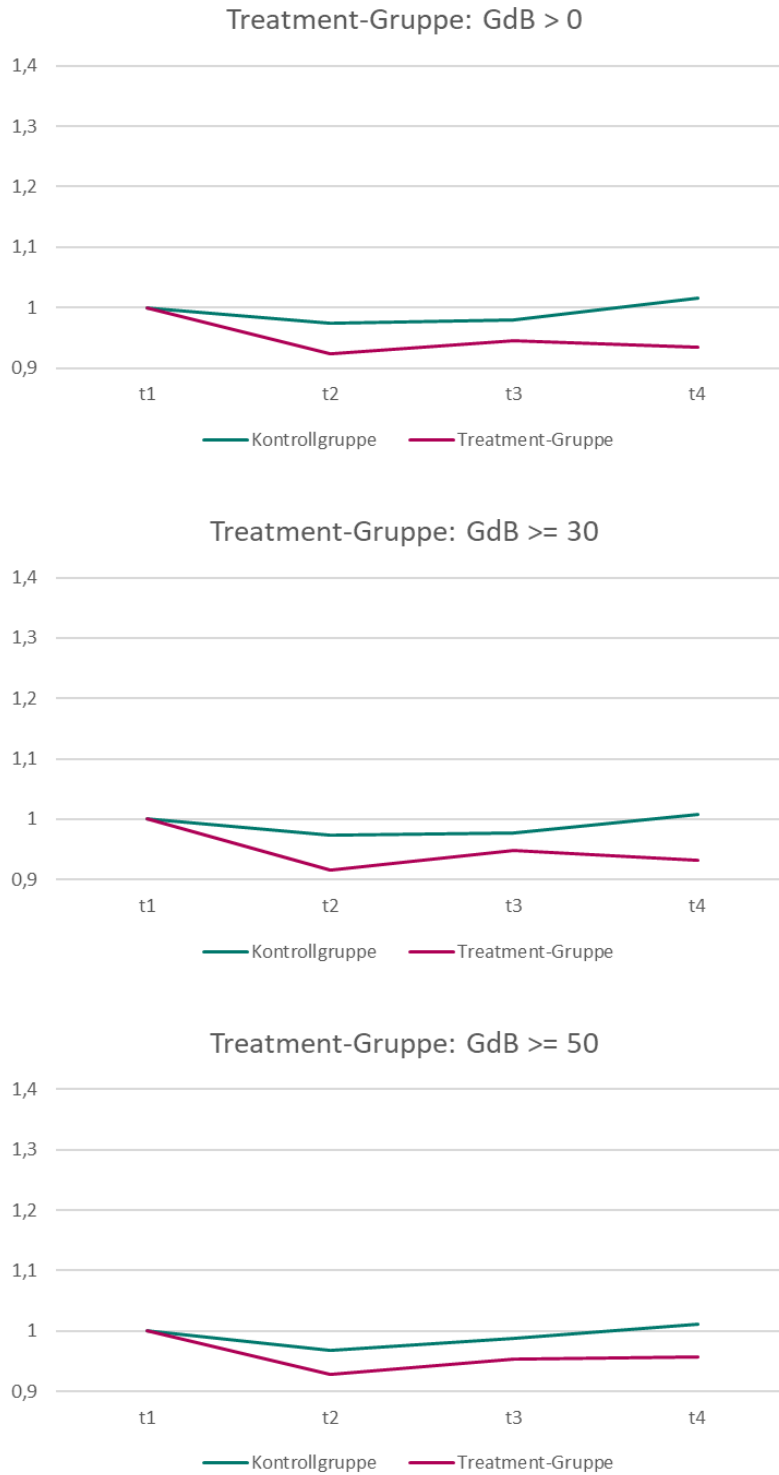
Abbildung 5:
Entwicklung des Äquivalenzeinkommens für Angehörige des mittleren Einkommensquintils relativ zum Zeitpunkt t1 (t1 = 1)



Notiz: Gewichtet mit CEM-Gewichten. N = 59.268; 55.200; 39.668.

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.

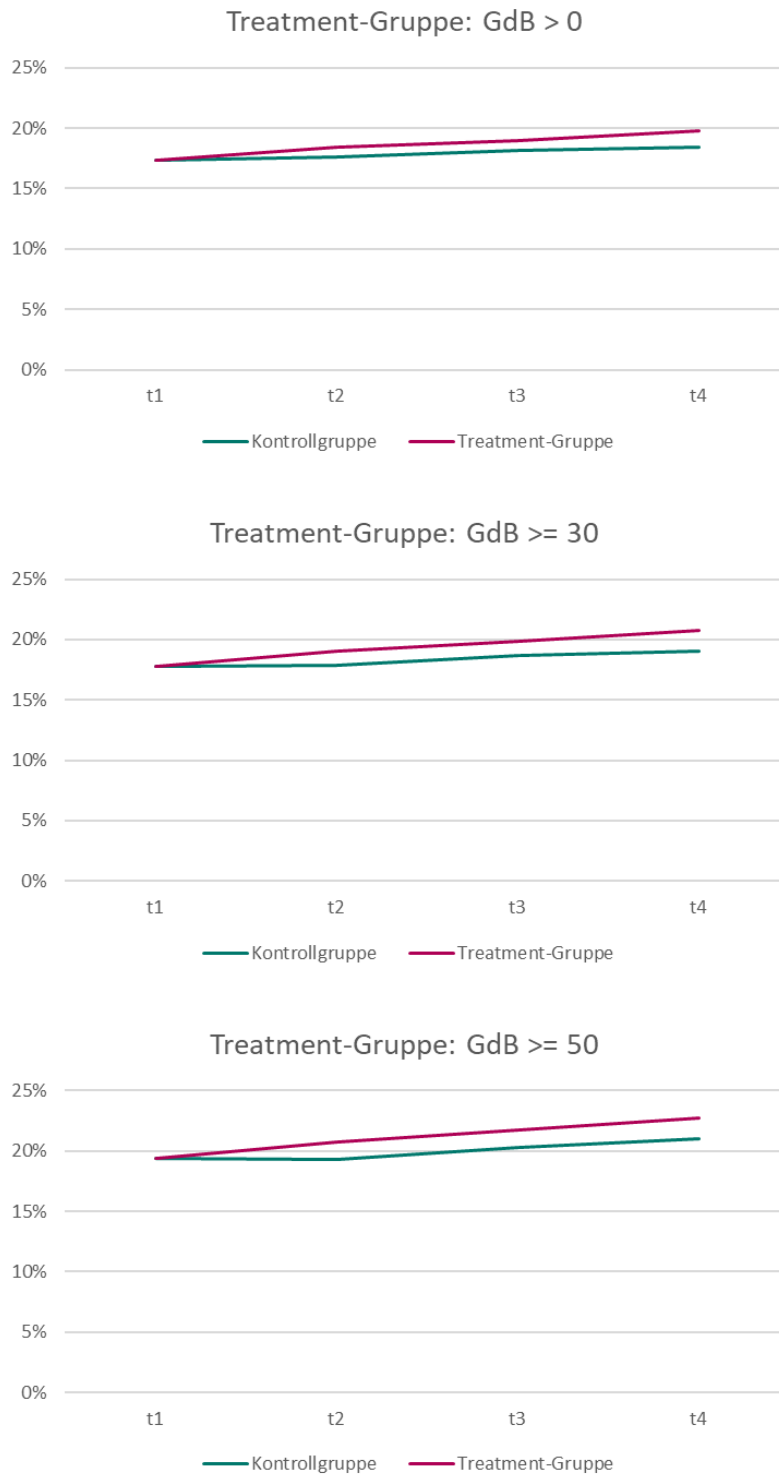
Abbildung 6:
Entwicklung des Äquivalenzeinkommens für Angehörige des obersten Einkommensquintils relativ zum Zeitpunkt t1 (t1 = 1)



Notiz: Gewichtet mit CEM-Gewichten. N = 59.268; 55.200; 39.668.

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.

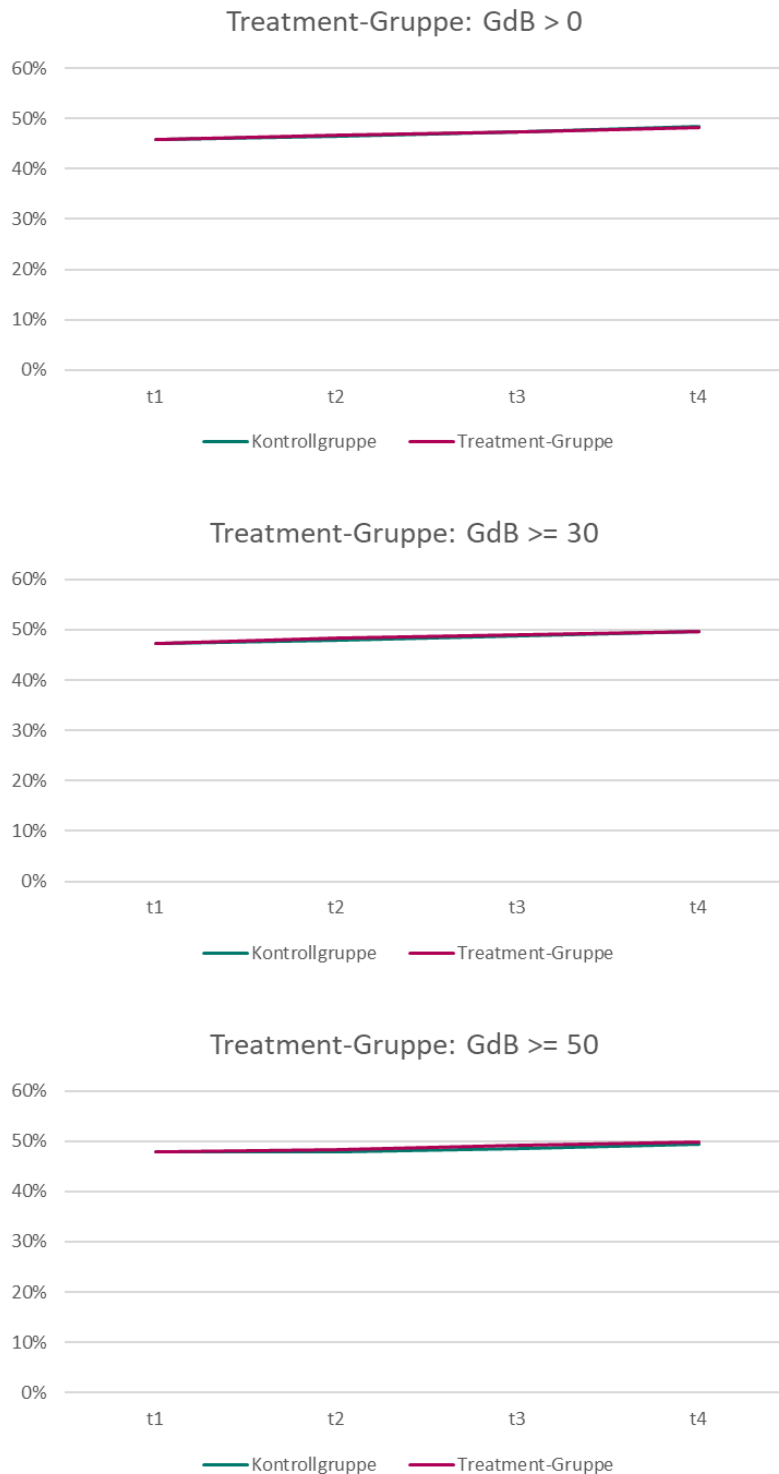
Abbildung 7:
Anteil Einpersonenhaushalte nach Treatment-Status



Notiz: Gewichtet mit CEM-Gewichten. N = 59.268; 55.200; 39.668.

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.

Abbildung 8:
Anteil Zweipersonenhaushalte ohne Kinder nach Treatment-Status



Notiz: Gewichtet mit CEM-Gewichten. N = 59.268; 55.200; 39.668.

Quelle: SOEPv36, eigene Berechnung.