

Regionale Arbeitsmarktdisparitäten in der ersten Corona-Welle

Die wirtschaftlichen Auswirkungen der Corona-Pandemie haben im Frühjahr 2020 zu einem erheblichen Anstieg der Arbeitslosenzahlen geführt. Da der Arbeitsmarkt in Deutschland u. a. im Hinblick auf das Niveau der Arbeitslosigkeit durch ausgeprägte und persistente regionale Disparitäten gekennzeichnet ist, stellt sich die Frage, ob sich auch bei der coronabedingten Arbeitslosigkeit regionale Muster erkennen lassen und sich die vorab vorhandenen Disparitäten durch die Krise gegebenenfalls noch verschärfen. Um die Dynamik der Krise sowie regionspezifische Erholungstendenzen zu berücksichtigen, analysiert der Beitrag die unterschiedlichen Krisenverläufe auf Kreisebene und zeigt, mit welchen strukturellen Merkmalen diese Verläufe jeweils zusammenhängen.

TANJA BUCH, LUTZ EIGENHÜLLER, SILKE HAMANN,
PER KROPP, ANNE OTTO, DUNCAN ROTH, HOLGER SEIBERT

1 Einleitung

Die Corona-Krise droht, die soziale Ungleichheit weiter zu verschärfen. Erste Untersuchungen haben gezeigt, dass von den wirtschaftlichen Folgen der Pandemie häufig Arbeitskräfte betroffen sind, deren Position auf dem Arbeitsmarkt ohnedies vergleichsweise ungünstig ist – etwa mit Blick auf Arbeitslosigkeitsrisiken, Beschäftigungsstabilität oder Entlohnung (Hövermann/Kohlrausch 2020; Buch et al. 2021). Soziale Ungleichheit weist auch eine regionale Dimension auf: Der deutsche Arbeitsmarkt ist durch ausgeprägte und persistente regionale Disparitäten charakterisiert. Diese manifestieren sich beispielsweise in einem erheblichen Unterschied des Arbeitslosigkeitsniveaus zwischen Ost- und Westdeutschland (Niebuhr 2019). Zunehmende Aufmerksamkeit erlangen daneben Arbeitsmarktdisparitäten zwischen ländlichen, strukturschwachen Räumen und prosperierenden Agglomerationen (Küpper/Peters 2019). Gleichzeitig finden sich aber auch Agglomerationen, wie etwa Teile des Ruhrgebiets, die durch anhaltende Schwierigkeiten bei der Bewältigung des Strukturwandels gekennzeichnet sind (Hüther et al. 2019), sowie ländliche Regionen mit dynamischer Wirtschaftsentwicklung.

Verfestigte regionale Disparitäten widersprechen dem aus dem Grundgesetz abgeleiteten Ziel, gleichwertige Le-

bensverhältnisse in ganz Deutschland zu gewährleisten. In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, ob die Auswirkungen der Corona-Krise auf den Arbeitsmarkt regionale Muster erkennen lassen und wie diese vor dem Hintergrund bekannter Disparitäten einzuordnen sind: Droht die Pandemie, auch die regionale Ungleichheit zu verschärfen? Und unter welchen Bedingungen erweisen sich Regionen in der Krise als vergleichsweise widerstandsfähig?

Ein grundlegender Konsens in der Regionalforschung ist, dass die Zusammensetzung der regionalen Branchenstruktur eine zentrale Einflussgröße für die Entwicklung einer Region, insbesondere während und nach einer Krise, darstellt (vgl. z. B. Martin et al. 2016). Margarian (2021) argumentiert, dass die Arbeitsmärkte ländlicher Räume aufgrund ihrer im Vergleich zu urbanen Räumen weniger diversifizierten Wirtschaftsstruktur stärker und länger anhaltend von der Corona-Krise betroffen sein könnten. Dies könnte insbesondere bei ländlichen Regionen der Fall sein, die eine Spezialisierung im Dienstleistungsbereich aufweisen und damit einhergehend häufig strukturschwach sind. Urbane Zentren könnten aufgrund der oft vergleichsweise großen Bedeutung von Dienstleistungsbranchen, die besonders unter der Corona-Krise zu leiden hatten, ebenfalls stark betroffen sein. Außerdem ist die Bedeutung unsicherer Beschäftigungsverhältnisse, etwa in Leiharbeit, in Städten höher. Solche Beschäftigungsverhältnisse werden in Krisenzeiten in der Regel zuerst

abgebaut. Allerdings könnten die größere wirtschaftliche Diversifikation in Städten sowie die vorhandenen Agglomerationsvorteile dafür sprechen, dass die Arbeitsmarktfolgen der Corona-Pandemie hier eher temporärer Natur sind (Margarian 2021).

Erste Untersuchungen haben gezeigt, dass regionale Arbeitsmärkte in Deutschland unterschiedlich stark von coronabedingter Arbeitslosigkeit betroffen sind (z. B. Böhme et al. 2020; Margarian 2021; Seils/Emmler 2020). Dieser Beitrag bildet für die Monate März bis September 2020 Unterschiede in Krisenbetroffenheit und im Krisenverlauf auf Kreisebene ab und identifiziert Zusammenhänge mit regionalen Merkmalen. Als Maß der Krisenbetroffenheit nutzen wir einen sogenannten Corona-Effekt, der auf Übergängen zwischen Arbeitslosigkeit und Beschäftigung beruht. In einem ersten Schritt identifizieren wir auf Basis einer Sequenzmusteranalyse regionale Cluster, deren Arbeitsmärkte ähnliche Krisenverläufe aufweisen. Dieses Vorgehen bietet den Vorteil, dass zunächst keine Annahmen dazu getroffen werden müssen, welche regionalen Merkmale für die Zugehörigkeit einer Region zu einem bestimmten Cluster ausschlaggebend sind. Zudem lässt sich nicht nur die Stärke, sondern auch der Verlauf des Corona-Effekts veranschaulichen. In einem zweiten Schritt untersuchen wir mit einem geordneten logistischen Regressionsmodell, mit welchen Merkmalen die Zugehörigkeit einer Region zu einem bestimmten Cluster zusammenhängt. Unter anderem zeigen unsere Ergebnisse, dass Großstädte, strukturschwache Regionen, Regionen aus Ostdeutschland sowie solche mit einer bereits vor der Pandemie höheren Arbeitslosenquote eine höhere Wahrscheinlichkeit für eine ungünstige Entwicklung während der Pandemie aufweisen.

2 Der coronabedingte Anstieg der Arbeitslosigkeit

Im Zuge der Corona-Krise stieg im Jahr 2020 die Zahl der Arbeitslosen in Deutschland im Vergleich zum Vorjahr um 429 000 Personen auf rund 2 695 000 Arbeitslose. Die Arbeitslosenquote erhöhte sich um 0,9 Prozentpunkte auf 5,9 %. Damit liegt der Zuwachs deutlich über dem letzten starken Anstieg der Arbeitslosigkeit durch die Wirtschafts- und Finanzkrise. Ausgehend von einem deutlich höheren Gesamtniveau stieg die Arbeitslosenzahl zwischen 2008 und 2009 im Jahresdurchschnitt um 256 000 auf 3 415 000 Arbeitslose und die Arbeitslosenquote um 0,3 Prozentpunkte auf 8,1 %. Das stärkste Wachstum der Arbeitslosenzahlen während der Corona-Pandemie zeigte sich im Frühjahr 2020. In den Folgemonaten setzte sich der Anstieg der Arbeitslosen zunächst gebremst fort, bevor im Herbst eine leichte Entspannung einsetzte.

Der Anstieg der Arbeitslosenzahlen in der Corona-Krise, wie er sich in den Daten der Bundesagentur für Arbeit (BA) zeigt, wird von verschiedenen Faktoren getragen. Eine Komponente stellen die vermehrten Zugänge aus Erwerbstätigkeit und die geringeren Abgänge in Erwerbstätigkeit dar, die sich aus der Beendigung von Arbeitsverhältnissen und weniger Neueinstellungen ergeben. Außerdem wurden aufgrund der Eindämmungsmaßnahmen auch zahlreiche arbeitsmarktpolitische Maßnahmen nicht durchgeführt bzw. unter- oder abgebrochen, was ebenfalls zu mehr Zugängen in bzw. weniger Abgängen aus Arbeitslosigkeit führte. Schließlich wurde durch die Corona-Maßnahmen auch die Bearbeitung von Abmeldungen aus Arbeitslosigkeit aus anderen Gründen, wie zum Beispiel aufgrund von Arbeitsunfähigkeit, erschwert. Auch dadurch fiel die Arbeitslosenzahl im Jahr 2020 höher aus als im Vorjahr (vgl. z. B. Bauer et al. 2021). Für die folgenden Analysen beschränken wir uns auf die Übergänge zwischen Beschäftigung am ersten Arbeitsmarkt und Arbeitslosigkeit und umgekehrt. Diese bilden aus unserer Sicht die Betroffenheit regionaler Arbeitsmärkte durch die Corona-Krise am unmittelbarsten ab, da sie aus Reaktionen des Beschäftigungssystems auf die Maßnahmen zur Einschränkung der Geschäftstätigkeit in den verschiedenen Bereichen resultieren. Mit der unterschiedlichen Effizienz, wie regionale Arbeitsmärkte auf die Corona-Krise reagieren (und reagieren können), variieren auch die möglichen Folgen für die Entwicklung regionaler Disparitäten.

Zur Berechnung des Corona-Effekts bilden wir für jeden der Monate März bis September der Jahre 2019 und 2020 die Differenz zwischen den Zugängen in Arbeitslosigkeit aus Beschäftigung am ersten Arbeitsmarkt und umgekehrt den Abgängen aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung. Anschließend wird dieser monatliche Nettozugang durch die jeweilige Zahl der Erwerbspersonen geteilt und mit 1000 multipliziert, um Größenunterschiede zwischen den Regionen zu berücksichtigen. Indem wir für jeden Monat die Differenz zwischen dieser Nettozugangsrate der Jahre 2020 und 2019 bilden, erhalten wir ein Maß für den coronabedingten Anstieg dieser Rate: den Corona-Effekt.¹ Ergibt sich eine positive Differenz, hat die Corona-Krise zu einem Anstieg der Arbeitslosigkeit geführt.² Um verschiedene Phasen im Krisenverlauf erkennen zu können,

1 Durch den Vergleich mit dem Vorjahresmonat werden saisonale Unterschiede berücksichtigt.

2 Auch andere Faktoren wie eine sich abschwächende Konjunktur können dazu geführt haben, dass sich Arbeitslosigkeit und Beschäftigung 2020 anders entwickelt haben als im Vorjahr (Bauer et al. 2019). Die Veränderung zum Vorjahr wäre ohne die Corona-Krise aber wahrscheinlich deutlich geringer ausgefallen. So unterscheiden sich die Nettozugangsraten der Monate Januar bis März in den Jahren 2019 und 2020 nur marginal.

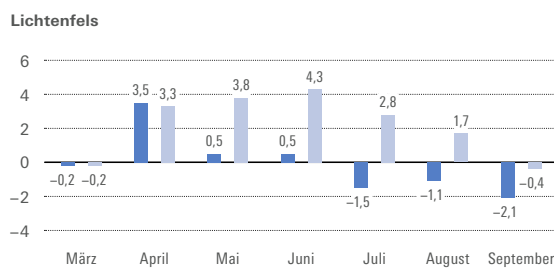
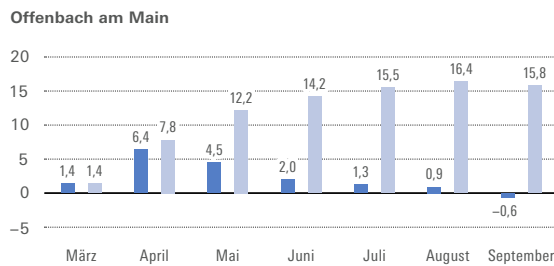
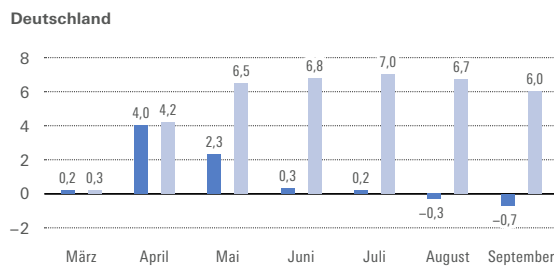
verwenden wir einen summierten Corona-Effekt: in jedem Monat wird der jeweilige Monatswert zur Summe der Corona-Effekte aus den Vormonaten addiert. Somit ist zu erkennen, ob und wann in einer Region das Vorkrisenniveau wieder erreicht ist – nämlich dann, wenn der summierte Corona-Effekt dem Niveau der Arbeitslosigkeit vom März 2020 wieder entspricht oder dieses unterschreitet.

ABBILDUNG 1

Monatlicher und summierter Corona-Effekt von März bis September 2020

Angaben in absoluten Zahlen^A

Corona-Effekt 2020: ■ monatlich ■ summiert



^A Die angegebenen Werte bilden ab, um wie viele Personen die Arbeitslosenzahl je 1000 Erwerbspersonen anstieg bzw. zurückging. Durch Runden kann es zu Ungenauigkeiten bei der Nachkommastelle des summierten Corona-Effekts kommen.

WSI Mitteilungen

Quelle: Statistik der BA, eigene Berechnungen

Für Deutschland errechnet sich für die Monate März bis September ein summierter Corona-Effekt von 6,0 (Abbildung 1). Das heißt, die Arbeitslosenzahl stieg aufgrund von Nettozugängen aus dem ersten Arbeitsmarkt im Vergleich zum Vorjahreszeitraum um 6 Personen je 1000 Erwerbspersonen. Das bedeutet in der Summe einen erheb-

lichen Anstieg der Arbeitslosenzahl um rund 275 000. Seinen Höchstwert erreichte der summierte Corona-Effekt mit 7,0 im Juli 2020. Ab August setzte eine Erholung am Arbeitsmarkt ein, sodass in diesem und im Folgemonat die monatlichen Corona-Effekte im bundesweiten Schnitt leicht negativ waren und der summierte Corona-Effekt bis September um 1,0 Arbeitslose je 1000 Erwerbspersonen auf den Wert 6,0 sank.

Wie unterschiedlich die regionalen Arbeitsmärkte auf die Corona-Krise reagiert haben, zeigen die Beispiele der kreisfreien Stadt Offenbach am Main (Hessen) und des Landkreises Lichtenfels (Bayern). In Offenbach lag der Corona-Effekt in jedem Monat deutlich über dem bundesweiten Durchschnitt und war bis einschließlich August positiv. Nach einer leichten Erholung betrug der Wert im September 15,8. In Lichtenfels fiel dagegen die anfängliche Betroffenheit deutlich niedriger aus und konzentrierte sich hauptsächlich auf den April. Im Mai und Juni war der Corona-Effekt nur noch leicht positiv und schon im Juli setzte die Erholung ein, sodass der summierte Corona-Effekt im September mit -0,4 sogar leicht unter dem Vorkrisenniveau im März lag.

3 Regionale Sequenzmuster

Um Gruppen verschiedener Krisenverläufe – sowohl in Bezug auf die Stärke als auch den zeitlichen Verlauf der Corona-Auswirkungen – sichtbar zu machen, nehmen wir eine Sequenzmusteranalyse der kreisspezifischen, monatlich summierten Corona-Effekte vor. Regional unterscheiden wir die deutschen Landkreise und kreisfreien Städte, womit insgesamt 401 Sequenzen für sieben Zeitpunkte (März–September 2020) vorliegen.

Um typische Sequenzmuster in der regionalen Entwicklung der summierten Corona-Effekte zu identifizieren, wird zunächst über alle Sequenzen hinweg eine Distanzanalyse und anschließend eine Clusteranalyse dieser Distanzen durchgeführt. Technisch erfolgt die Distanzmessung über ein Optimal-Matching-Angleichungsverfahren der verschiedenen Sequenzen (Lesnard 2014; Abbott/Tsay 2000). Dabei werden die einzelnen Sequenzen solange durch insert- und delete-Schritte verändert, bis sie einander gleichen. Jede dieser Operationen ist mit rechnerischen Kosten verbunden (insert = 2; delete = 1). Je höher die rechnerischen Kosten zur Angleichung zweier Sequenzen ausfallen, desto ungleicher sind diese. Die rechnerischen Kosten werden in einer Distanzmatrix abgespeichert. Die anschließende Clusteranalyse dieser Distanzmaße mithilfe des Ward-Algorithmus zielt auf eine Minimierung der sogenannten *within-cluster variance* (Ward 1963). Zur Komplexitätsreduktion fassen wir die summierten regionalen Corona-Effekte zu bestimmten

Wertebereichen zusammen (Tabelle 1) Dabei liegen im März noch über 90 % aller Kreise im günstigsten Wertebereich (gut 30 % sogar mit Werten <0),³ während von Mai bis Juli die höchsten summierten Corona-Effekte zu verzeichnen und erst danach Erholungstendenzen erkennbar sind. Ein Rückgang der Arbeitslosigkeit auf das Vorkrisenniveau wäre also in den meisten Regionen erst mit einem summierten Corona-Effekt von unter 1 erreicht.

Ziel der Clusteranalyse ist es, wie zuvor beschrieben, möglichst homogene Verläufe zu bündeln und gegen andere, möglichst abweichende, Bündel in sich homogener Verläufe abzugrenzen. Wir präsentieren im Folgenden eine 4-Cluster-Lösung, die diesen Kriterien entspricht und deren Cluster eine für die weiterführenden multivariaten Analysen ausreichende Fallzahl besitzen. Differenziertere Clusterlösungen erscheinen uns für die weiteren Analysen nicht sinnvoll, da entweder die Clustergröße zu klein ist und etwa weniger als 20 Landkreise umfasst oder die zusätzlichen Cluster in Bezug auf die inhaltliche Interpretation sich nur unwesentlich vom jeweils vorherigen Cluster unterscheiden, aus dem sie hervorgehen. Zusätzliche Analysen der bivariaten Zusammenhänge zwischen den erklärenden Variablen (Tabelle 2 im Abschnitt 4) und der Zugehörigkeit zu anderen Cluster-Lösungen zeigen nur vereinzelt stärkere Zusammenhänge.⁴ Auch dies ist ein Hinweis, dass die gewählte 4-Cluster-Lösung problemadäquat ist.

Abbildung 2 zeigt die Sequenzen und damit die Entwicklung der summierten Corona-Effekte der Kreise von März bis September 2020 in den vier Clustern. Während der obere Teil der Abbildung die kreisspezifischen monatlichen Verläufe darstellt (jede Linie entspricht einem Kreis), bildet der untere Teil für jeden Monat den Anteil der Kreise in den verschiedenen Wertebereichen ab und beschreibt damit die Gesamtbetroffenheit durch die Pandemie im jeweiligen Cluster. Abbildung 3 zeigt die regionale Verteilung der Cluster.

Die vier Cluster lassen sich in eine Rangfolge von günstigem (Cluster 1) bis ungünstigem Krisenverlauf (Cluster 4) bringen. (Eher) ungünstige und (eher) günstige Krisenverläufe unterscheiden sich nicht nur darin, dass zum Ende des Beobachtungszeitraums der Wert des summierten Corona-Effekts das Ausgangsniveau vom März (weit) übertrifft bzw. (nahezu) wieder erreicht hat, sondern durch eine unterschiedliche Entwicklung des summierten Corona-Effekts im Lauf der Monate. Darüber hinaus unterscheiden sich die Cluster auch in ihrer Struktur (vgl. dazu auch Tabelle 2). Im Cluster 1 finden sich 36 Kreise, die im April und Mai 2020 nur moderate Corona-Effekte aufweisen und für die sich ab Juni deutliche Erholungstendenzen abzeichnen. Der durchschnittliche summierte Corona-Effekt im September liegt mit 2,0 deutlich unter dem jeweiligen Durchschnittseffekt der übrigen Cluster. Die Kreise und Städte dieses Clusters befinden sich bis auf die beiden Thüringer Landkreise Eichsfeld und Hildburghausen alle in Westdeutschland. Viele

TABELLE 1

Verteilung der summierten regionalen Corona-Effekte auf definierte Wertebereiche^A, 2020

Angaben in absoluten Zahlen

Wertebereich	März	April	Mai	Juni	Juli	August	September
< 1	363	1	0	0	1	1	6
1 bis < 4	38	208	34	35	38	52	96
4 bis < 6	0	147	169	148	132	148	157
6 bis < 8	0	33	133	141	155	138	104
8 bis < 10	0	6	39	56	56	45	27
10 und mehr	0	6	26	21	19	17	11
Insgesamt	401	401	401	401	401	401	401

A Lesebeispiel: Im Monat April entfallen 208 von 401 summierten regionalen Corona-Effekten auf den Wertebereich 1 bis unter 4

WSI Mitteilungen

Quelle: Statistik der BA, eigene Berechnungen

der Regionen liegen im ländlichen Raum, hinzu kommen einige Mittelstädte. Sie kennzeichnet außerdem eine vergleichsweise günstige Arbeitsmarktlage mit der geringsten Arbeitslosenquote aller Cluster vor der Corona-Krise.

Cluster 2 ist mit 157 Kreisen das größte Cluster. Es zeichnet gegenüber Cluster 3 und 4 ebenfalls vergleichsweise moderate, aber doch deutlich stärkere Corona-Effekte als Cluster 1. Größere Anstiege der Arbeitslosigkeit sind auf die Monate April und Mai beschränkt. Später als in Cluster 1 setzt erst ab August eine Erholung ein und die summierten Corona-Effekte steigen noch marginal an bzw. bleiben konstant. Im September liegt der summierte Corona-Effekt dann bei 4,4. Auch in Cluster 2 dominieren westdeutsche Regionen, es enthält jedoch mehr (Groß-) Städte (z. B. Wolfsburg, Bielefeld und Heidelberg) und deren Umlandkreise. Die Arbeitsmarktlage vor der Pandemie war mit einer durchschnittlichen Arbeitslosenquote der Kreise von 3,9 % etwas ungünstiger als im Cluster 1 (3,6 %), aber deutlich besser als in den Clustern 3 (5,2 %) und 4 (5,8 %).

Cluster 3, mit 111 Kreisen, ist durch deutlich stärkere Corona-Effekte von April 2020 bis in den Juni gekennzeichnet. Zudem baut sich für einen größeren Anteil von Kreisen noch im Juni und Juli die Arbeitslosigkeit weiter auf, wenn auch nicht mehr so stark wie zuvor. Erst zum Ende des Beobachtungszeitraums ab August fallen wieder zunehmend mehr Kreise in die günstigeren Wertebereiche.

3 Da der Zähltag der Statistik der Bundesagentur für Arbeit in der Monatsmitte liegt, wurden die Auswirkungen der Eindämmungsmaßnahmen auf die Arbeitslosigkeit erst im April sichtbar, obwohl sie in den meisten Regionen bereits in der zweiten Märzhälfte begannen.

4 Ergebnisse werden von den Autor*innen auf Anfrage bereitgestellt.

che. Insgesamt finden sich hier 33 Großstädte (z. B. Jena, Karlsruhe oder Dortmund), die damit fast ein Drittel der Regionen dieses Clusters ausmachen. Der Anteil der ostdeutschen Kreise ist überdurchschnittlich (27 %).

Das aus 97 Kreisen bestehende Cluster 4 bündelt Regionen mit den stärksten Anstiegen der Arbeitslosigkeit zu Beginn der Pandemie. Obwohl auch in diesem Cluster eine Erholung über die Zeit sichtbar ist, die für wenige Kreise im August und September auch recht kräftig ausfällt, verbleibt anders als in allen anderen Clustern eine beträchtliche Reihe von Kreisen in den sehr ungünstigen Wertebereichen. Dementsprechend summiert sich der Corona-Effekt in diesem Cluster im September mit 7,3 im Vergleich der vier Cluster auf den deutlich höchsten Wert. Das Cluster ist siedlungsstrukturell heterogener als die übrigen. Hier finden sich viele Tourismusregionen wie etwa das Berchtesgadener Land oder Vorpommern-Rügen. Daneben ist Cluster 4 aber auch durch urbane Zentren charakterisiert und beinhaltet die fünf größten deut-

schen Städte. Mit 36 von 97 Kreisen weist es zugleich den höchsten Anteil an ostdeutschen Regionen auf.

Insgesamt lässt sich feststellen, dass Städte deutlich stärker durch die Krise betroffen sind als ländliche Regionen: Von den 30 größten deutschen Städten entfallen 86 % jeweils zur Hälfte auf Cluster 3 und 4. Zugleich sind just diese beiden Cluster durch eine schlechtere Arbeitsmarktsituation vor der Krise sowie eine deutliche Überrepräsentanz ostdeutscher Regionen gekennzeichnet.

4 Multivariate Schätzung der Clusterzugehörigkeit

Der Zusammenhang zwischen der Zugehörigkeit eines Kreises zu einem bestimmten Cluster und verschiedenen

ABBILDUNG 2

4-Cluster-Lösung, kreisspezifische Sequenzen und monatliche Statusverteilung der summierten Corona-Effekte je Cluster, März–September 2020



Quelle: Statistik der BA, eigene Berechnungen

kreisspezifischen Strukturmerkmalen wird im Folgenden mit einer multivariaten Analyse untersucht. Die eindeutige Rangfolge der Cluster, die sich in Bezug auf Höhe und Verlauf des summierten Corona-Effekts ergibt, lässt es zu, ein geordnetes logistisches Modell zu schätzen (Long/Freese 2014).⁵

Regionale Entwicklungsunterschiede zwischen Arbeitsmärkten hängen mit Unterschieden der regionalen Wirtschafts- und Betriebsgrößenstruktur, des Humankapitals, des Niveaus der Arbeitslosigkeit, des Verdichtungsgrades sowie weiterer struktureller Merkmale zusammen (z. B. Amend/Otto 2006). Dementsprechend verwenden wir als erklärende Variablen für die Clusterzugehörigkeit die regionale Wirtschafts-⁶ und Betriebsgrößenstruktur, die Struktur der Anforderungsniveaus der ausgeübten Tätigkeiten, die Arbeitslosenquote und die Bevölkerungsdichte. Mit Hilfe eines Ost-West-Dummies sowie einer Dummy-Variable für strukturschwache Regionen nach einer Klassifizierung des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) (2017) kontrollieren wir für weitere räumliche Strukturunterschiede. Die Differenz der Arbeitslosenquote zwischen 2019 und 2018 kontrolliert für regionale konjunkturelle und strukturelle Veränderungen im Vorfeld der Krise.⁷ Tabelle 2 enthält die deskriptiven Statistiken für die in der multivariaten Analyse verwendeten Variablen.

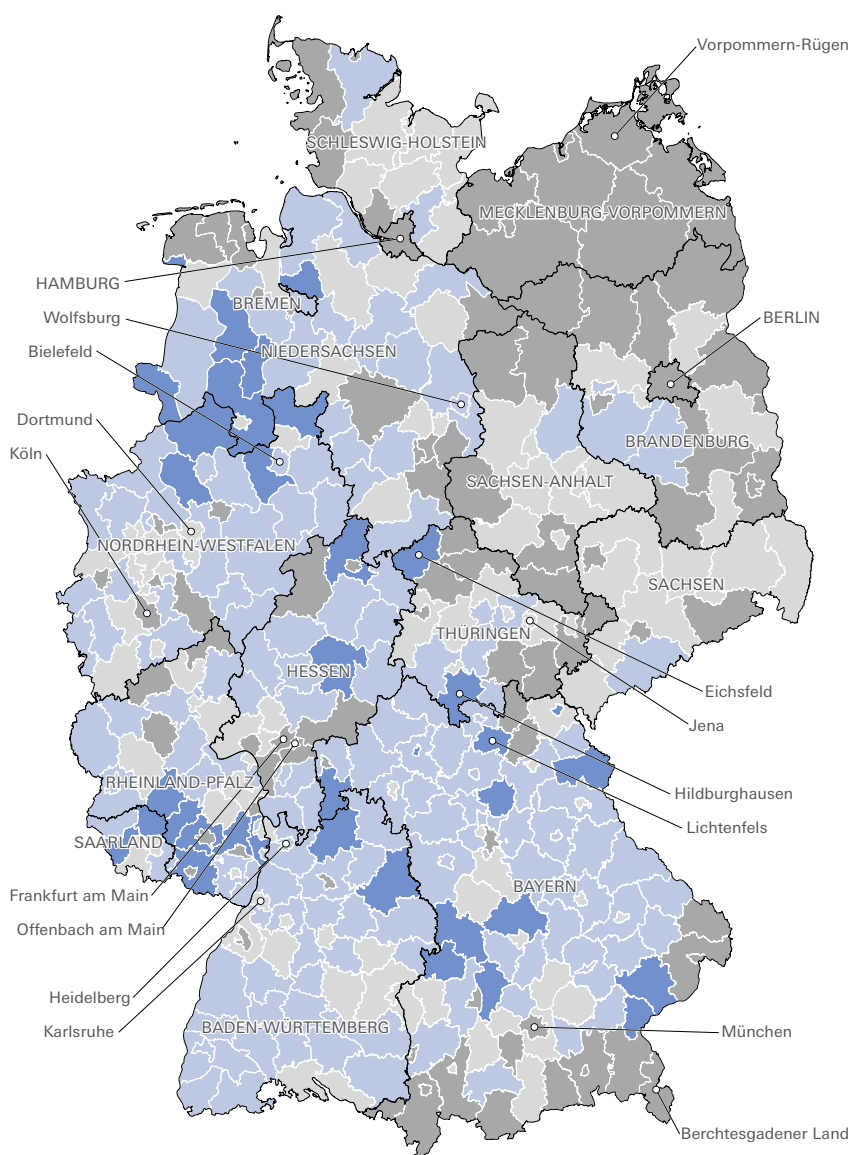
Um die Stärke des Zusammenhangs zwischen den regionalen Merkmalen und der jeweiligen Clusterzugehörigkeit besser miteinander vergleichen zu können, werden durchschnittliche marginale Effekte ausgewiesen. Diese geben an, wie eine Veränderung in einem bestimmten regionalen Merkmal, unter ansonsten gleichen Bedingungen, die erwartete Wahrscheinlichkeit der Zugehörigkeit zu einem Cluster beeinflusst. Bei kontinuierlichen Variablen werden die marginalen Effekte für einen Anstieg um eine Standardabweichung berechnet, um bessere Vergleichbarkeit zu ermöglichen.

Die in Tabelle 3 ausgewiesenen Effekte und deren statistische Signifikanz zeigen, dass Strukturunterschiede zwischen den Regionen in deutlichem Zusammenhang mit der Art des Krisenverlaufs stehen. Mit Blick auf die Anforderungsniveaus sind die marginalen Effekte bei den Helfer- und Spezialistentätigkeiten in allen Clustern statistisch signifikant, bei den Experten insignifikant. Wenn der Beschäftigtenanteil der Helfer in einer Region zulasten

ABBILDUNG 3

Regionale Verteilung der identifizierten Cluster

Cluster 1: Günstiger Verlauf	(36)	Cluster 3: Eher ungünstiger Verlauf	(111)
Cluster 2: Eher günstiger Verlauf	(157)	Cluster 4: Ungünstiger Verlauf	(97)



Quelle: Statistik der BA, eigene Berechnungen

WSI Mitteilungen

5 Diesem liegt die Annahme zugrunde, dass das Chancenverhältnis für jede Kombination besser eingestufte Verläufe gegenüber schlechter bewerteten Verläufen konstant ist. Ein Brant-Test bestätigt diese Annahme. Wir erhalten vergleichbare Ergebnisse, wenn wir statt des geordneten ein multinomiales logistisches Modell schätzen.

6 In den Regressionsschätzungen verwenden wir in Anlehnung an Margarian (2018) 26 Wirtschaftszweige basierend auf einer Aggregation der Wirtschaftsabteilungen

der Klassifikation der Wirtschaftszweige (WZ 2008).

7 Wünschenswert wäre die Berücksichtigung regionaler Zahlen der Inanspruchnahme von Kurzarbeit, differenziert nach Wirtschaftszweigen. Weil die Meldungen für alle betrieblichen Einheiten häufig am Firmensitz und nicht in den Kreisen der jeweiligen Betriebsstätte erfolgen, sind hierzu jedoch keine validen Auswertungen auf Kreisebene möglich (BA 2020).

TABELLE 2

Statistische Merkmale der Kreiswerte für die Cluster

Angaben in absoluten Zahlen und in Prozent

	Cluster 1 <i>günstiger Verlauf</i>	Cluster 2 <i>eher günstiger Verlauf</i>	Cluster 3 <i>eher ungünstiger Verlauf</i>	Cluster 4 <i>ungünstiger Verlauf</i>
Anzahl Kreise/Städte	36	157	111	97
Corona-Effekt März-September 2020 ^A , Durchschnitt	2,0	4,4	5,9	7,3
Anteil Helfer an SVB ^A	18,4	17,4	15,9	16,1
Anteil Fachkräfte an SVB ^A	62,6	60,5	59,7	60,9
Anteil Spezialisten an SVB ^A	9,9	11,3	11,8	11,3
Anteil Experten an SVB ^A	8,3	10,2	11,9	11,0
Beschäftigtenanteil Kleinbetriebe ^A (1–9 Beschäftigte)	17,4	16,6	16,1	17,5
Beschäftigtenanteil Kleinbetriebe ^A (10–49 Beschäftigte)	26,9	25,8	25,1	26,6
Beschäftigtenanteil mittlere Betriebe ^A (50–249 Beschäftigte)	28,6	28,5	28,7	29,4
Beschäftigtenanteil große Betriebe ^A (250 und mehr Beschäftigte)	27,1	29,2	30,1	26,5
Anteil Kreise mit Arbeitslosigkeit 2019 > 2018 ^A	27,8	20,4	13,5	5,1
Durchschnittliche Arbeitslosenquote 2019 ^A	3,6	3,9	5,2	5,8
Anteil westdeutsche Kreise ^A	94,4	94,3	73,0	62,9
Anteil strukturschwache Kreise ^B	0,0	1,3	7,2	19,6
Durchschnittliche Bevölkerungsdichte ^C (Einwohner/km ²)	235,8	350,3	750,1	702,5
Beschäftigtenanteil Nahrungs- und Futtermittel (WZ 10, 11, 12) ^A	4,2	2,8	2,3	2,4
Beschäftigtenanteil Beherbergung (WZ 55) ^A	0,8	0,9	0,8	1,7
Beschäftigtenanteil Vermittlung und Überlassung von Arbeitskräften (WZ 78) ^A	2,1	1,8	2,2	2,2
Beschäftigtenanteil Öffentliche Verwaltung u. Ä. (WZ 84, 94, 99) ^A	6,1	6,4	7,3	7,8
Anteil Sonstige pers. DL; Privathaushalte (WZ 96, 97, 98) ^A	1,2	1,2	1,2	1,2

Anmerkungen: SVB: sozialversicherungspflichtig Beschäftigte; DL: Dienstleistungen; die für die Cluster ausgewiesenen Anteilswerte stellen den Durchschnitt der Anteilswerte der jeweiligen Kreise des Clusters dar. Hier nicht ausgewiesene, in der multivariaten Analyse nicht signifikante Branchen: Land-/Forstwirtschaft (WZ 01, 02, 03, 05, 06, 07, 08, 09); Einfache Produktion (WZ 13, 14, 15, 16, 17, 18, 31, 32); Chemie/Pharma (WZ 19, 20, 21, 22, 23); Metallverarbeitung (WZ 24, 25); Elektro/Maschinen- und Fahrzeugbau (WZ 26, 27, 28, 29, 30); Ver- und Entsorgung (WZ 35, 36, 37, 38, 39); Bau (WZ 41, 42, 43); Handel/Instandhaltung Kfz (WZ 45, 33); Großhandel (WZ 46); Einzelhandel (WZ 47, 95); Verkehr (WZ 49, 50, 51); Logistik (WZ 52, 53); Gastgewerbe (WZ 56); Information (WZ 58, 59, 60); Kommunikation (WZ 61, 62, 63); Finanz-/Versicherungsdienstleistungen (WZ 64, 65, 66); Allg. Dienstleistungen (WZ 68, 75, 77, 79, 80, 81, 82); Unternehmens-Dienstleistungen (WZ 69, 70, 71, 72, 73, 74); Erziehung/Unterricht (WZ 85); Gesundheits-/Sozialwesen (WZ 86, 87, 88); Kunst, Unterhaltung, Erholung (WZ 90, 91, 92, 93).

WSI Mitteilungen

Quellen: A Statistik der BA; B BBSR 2017; C INKAR, interaktiver Online-Atlas des BBSR; eigene Berechnungen

des Anteils der Fachkräfte (Referenzkategorie) um eine Standardabweichung zunimmt, steigt die Wahrscheinlichkeit, zu einem Cluster mit einem günstigeren Krisenverlauf zu gehören (Cluster 1: +2,5 Prozentpunkte; Cluster 2: +3,7 Prozentpunkte)⁸ und sinkt für eine ungünstige Arbeitsmarktentwicklung (Cluster 3: –1,9 Prozentpunkte, Cluster 4: –4,3 Prozentpunkte). Die marginalen Effekte des Anteils von Spezialisten sind ähnlich groß wie für den Helferanteil, jedoch jeweils mit umgekehrtem Vorzei-

chen. Das überraschende Ergebnis, dass sich für Regionen mit höheren Helferanteilen ein tendenziell günstigerer Krisenverlauf ergibt (ähnlich auch Margarian 2021), ist möglicherweise unter anderem darauf zurückzuführen, dass Regionen mit günstiger Arbeitsmarktsituation auch besonders aufnahmefähig für diese Beschäftigtengruppe sind (Bogai et al. 2014). So finden sich z. B. in Bayern, Baden-Württemberg, Rheinland-Pfalz und Niedersachsen Kreise mit einem geringen Vorkrisenniveau der Arbeits-

8 In Bezug auf die oben skizzierten Annahmen der geordneten logistischen Regression fällt bei einem Vergleich der beiden günstigen Cluster auf, dass die Koeffizienten für Cluster 2 (eher günstiger Verlauf) häufig höher ausfallen als jene für Cluster 1 (günstiger Verlauf). Dieses kontraintuitive Ergebnis erklärt sich unter Berücksichtigung der Clustergröße: Die erwartete Wahrscheinlichkeit eines

Kreises, dem Cluster 1 zugehören, liegt bei knapp 9%; für Cluster 2 beträgt sie hingegen fast 40%. Setzt man die marginalen Effekte ins Verhältnis zu diesen Wahrscheinlichkeiten, ist die erwartete Veränderung – relativ betrachtet – in Cluster 1 (am Beispiel des Helferanteils 2,5 relativ zu 9%) deutlich höher als in Cluster 2 (3,7 relativ zu 40%).

TABELLE 3

Durchschnittlicher standardisierter marginaler Effekt

Logistisches Regressionsmodell

	Cluster 1 <i>günstiger Verlauf</i>		Cluster 2 <i>eher günstiger Verlauf</i>		Cluster 3 <i>eher ungünstiger Verlauf</i>		Cluster 4 <i>ungünstiger Verlauf</i>	
Anteil ^A Helfer (in%)	0,025**	(0,01)	0,037**	(0,02)	-0,019**	(0,01)	-0,043**	(0,02)
Anteil ^A Spezialisten (in%)	-0,027*	(0,01)	-0,040*	(0,02)	0,020*	(0,01)	0,046*	(0,02)
Anteil ^A Experten (in%)	0,000	(0,02)	0,000	(0,03)	0,000	(0,01)	0,000	(0,03)
Beschäftigtenanteil ^B in Kleinbetrieben	-0,041**	(0,02)	-0,061*	(0,03)	0,031**	(0,02)	0,071*	(0,04)
Beschäftigtenanteil ^B in Kleinbetrieben	-0,023	(0,03)	-0,034	(0,04)	0,017	(0,02)	0,039	(0,05)
Beschäftigtenanteil ^B in großen Betrieben	-0,017	(0,02)	-0,025	(0,04)	0,013	(0,02)	0,029	(0,04)
Arbeitslosigkeit 2019 > 2018 ^C	0,049*	(0,03)	0,059**	(0,03)	-0,038*	(0,02)	-0,069**	(0,03)
Arbeitslosenquote 2019	-0,057***	(0,02)	-0,085***	(0,02)	0,044***	(0,01)	0,098***	(0,03)
Westdeutschland ^C	0,054***	(0,02)	0,129**	(0,05)	-0,041***	(0,01)	-0,142**	(0,06)
Strukturschwache Region ^C	-0,043*	(0,02)	-0,097	(0,08)	0,030**	(0,01)	0,11	(0,09)
Bevölkerungsdichte (Einwohner/km ²)	-0,059	(0,04)	-0,136**	(0,06)	0,039	(0,03)	0,157**	(0,07)
Wirtschaftszweige ^D (in% – Interaktionseffekte Wirtschaftszweig mit Bevölkerungsdichte)								
Beschäftigtenanteil Nahrungs- und Futtermittel (WZ 10, 11, 12)								
Durchschnittseffekt	0,024**	(0,01)	0,059**	(0,02)	-0,006	(0,01)	-0,076**	(0,03)
10%-Perzentil (Bevölkerungsdichte am geringsten)	0,007**	(0,00)	0,008**	(0,00)	-0,006**	(0,00)	-0,009**	(0,00)
25%-Perzentil	0,009**	(0,00)	0,012**	(0,01)	-0,008**	(0,00)	-0,013**	(0,01)
50%-Perzentil	0,015**	(0,01)	0,022**	(0,01)	-0,013**	(0,01)	-0,023**	(0,01)
75%-Perzentil	0,035**	(0,02)	0,077**	(0,03)	-0,024*	(0,01)	-0,089**	(0,04)
90%-Perzentil (Bevölkerungsdichte am höchsten)	0,059	(0,04)	0,127***	(0,04)	0,014	(0,03)	-0,199**	(0,08)
Beschäftigtenanteil Beherbergung (WZ 55)								
Durchschnittseffekt	-0,060***	(0,02)	-0,150***	(0,05)	0,016	(0,02)	0,194***	(0,06)
10%-Perzentil (Bevölkerungsdichte am geringsten)	-0,017***	(0,01)	-0,021***	(0,01)	0,016***	(0,01)	0,023***	(0,01)
25%-Perzentil	-0,023***	(0,01)	-0,031***	(0,01)	0,021***	(0,01)	0,033***	(0,01)
50%-Perzentil	-0,037***	(0,01)	-0,056***	(0,02)	0,034***	(0,01)	0,059***	(0,02)
75%-Perzentil	-0,089***	(0,03)	-0,196***	(0,06)	0,061***	(0,02)	0,224***	(0,07)
90%-Perzentil (Bevölkerungsdichte am höchsten)	-0,149**	(0,07)	-0,322***	(0,1)	-0,034	(0,09)	0,505***	(0,16)
Beschäftigtenanteil Vermittlung und Überlassung von Arbeitskräften (WZ 78)								
Durchschnittseffekt	-0,015**	(0,01)	-0,037***	(0,01)	0,004	(0,00)	0,048***	(0,02)
10%-Perzentil (Bevölkerungsdichte am geringsten)	-0,004**	(0,00)	-0,005**	(0,00)	0,004**	(0,00)	0,006**	(0,00)
25%-Perzentil	-0,006**	(0,00)	-0,008**	(0,00)	0,005**	(0,00)	0,008**	(0,00)
50%-Perzentil	-0,009**	(0,00)	-0,014***	(0,01)	0,008**	(0,00)	0,015***	(0,01)
75%-Perzentil	-0,022**	(0,01)	-0,049***	(0,02)	0,015**	(0,01)	0,056***	(0,02)
90%-Perzentil (Bevölkerungsdichte am höchsten)	-0,037	(0,02)	-0,080***	(0,03)	-0,009	(0,02)	0,125***	(0,04)
Beschäftigtenanteil Sonstige pers. Dienstleistungen; Privathaushalte (WZ 96, 97, 98)								
Durchschnittseffekt	0,010**	(0,00)	0,024***	(0,01)	-0,003	(0,00)	-0,032***	(0,01)
10%-Perzentil (Bevölkerungsdichte am geringsten)	0,003**	(0,00)	0,003**	(0,00)	-0,003**	(0,00)	-0,004**	(0,00)
25%-Perzentil	0,004**	(0,00)	0,005**	(0,00)	-0,003**	(0,00)	-0,005**	(0,00)
50%-Perzentil	0,006**	(0,00)	0,009**	(0,00)	-0,005**	(0,00)	-0,010**	(0,00)
75%-Perzentil	0,015**	(0,01)	0,032***	(0,01)	-0,010*	(0,01)	-0,037**	(0,01)
90%-Perzentil (Bevölkerungsdichte am höchsten)	0,024	(0,02)	0,052***	(0,02)	0,006	(0,01)	-0,082***	(0,03)
Konstante	0,088***	(0,01)	0,397***	(0,02)	0,279***	(0,02)	0,236***	(0,02)
Beobachtungen	401		401		401		401	

Anmerkungen: A Referenzkategorie: Anteil Fachkräfte; B Referenzkategorie: mittlere Betriebe; C Indikatorvariable; D Referenzkategorie: Öffentlicher Dienst (WZ 84,94,99); im Sinne der Übersichtlichkeit werden in der Tabelle nur die Wirtschaftszweige ausgewiesen, für die sich signifikante Interaktionseffekte mit der Bevölkerungsdichte ergeben; die vollständige Tabelle stellen die Autor*innen auf Nachfrage zur Verfügung. Signifikanzniveaus: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

Quellen: A Statistik der BA; B BBSR 2017; C INKAR, interaktiver Online-Atlas des BBSR; eigene Berechnungen

losigkeit und hohen Anteilen von Beschäftigung auf dem Helferniveau. Ferner ist nicht auszuschließen, dass unterhalb der Ebene der von uns verwendeten Aggregation der Wirtschaftszweige divergente Entwicklungen in einzelnen Wirtschaftsbereichen für die Beschäftigung der Helfer zu beobachten sind.

Regionen mit höheren Beschäftigungsanteilen sehr kleiner Betriebe haben eine höhere Wahrscheinlichkeit für einen ungünstigeren Krisenverlauf. Dieses Ergebnis steht im Einklang mit Studien von Dorn et al. (2020) und Böhme et al. (2020). Auch Gürtzgen et al. (2020) stellen fest, dass Kleinstbetriebe häufiger mit Personalabbau auf den Schock reagiert haben. Unter anderem hindern geringere Liquiditätsreserven diese Betriebe daran, ihre Beschäftigten zu halten (auch in Kurzarbeit). Außerdem ist der Kündigungsschutz in Kleinstbetrieben geringer.

Für die im Modell berücksichtigten Strukturmerkmale, welche unter anderem bestehende regionale Arbeitsmarktdisparitäten abbilden, ergibt sich jeweils ein eindeutiger Zusammenhang mit der Clusterzuordnung. So haben Regionen mit einer höheren Arbeitslosenquote im Jahr 2019 sowie ostdeutsche Regionen eine höhere Wahrscheinlichkeit, den beiden ungünstigeren Clustern 3 und 4 anzugehören. Zudem haben, unter ansonsten gleichen Bedingungen, strukturschwache Kreise eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit für eine eher ungünstige Entwicklung. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass sich die bereits vor der Krise bekannten regionalen Arbeitsmarktunterschiede durch die Pandemie weiter verfestigen oder sogar verschärfen könnten.

Konjunkturelle und strukturelle Entwicklungen in den Regionen vor der Krise werden durch die Differenz zwischen den Arbeitslosenquoten 2019 und 2018 abgebildet. War die Arbeitslosenquote im Jahr 2019 höher als im Vorjahr, sinkt die Wahrscheinlichkeit eines Kreises für einen ungünstigeren Krisenverlauf. Dieser eher unerwartete Zusammenhang könnte darauf beruhen, dass ein Großteil der Kreise, in denen die Arbeitslosigkeit bereits vor der Corona-Krise gestiegen ist, in Bayern und Baden-Württemberg liegt. In diesen Bundesländern waren Konjunkturertrübungen sowie Strukturveränderungen (z. B. Wandel hin zur Elektromobilität) bereits im Jahr 2019 spürbar. Dennoch zeichnet sich ein Großteil der betroffenen Kreise durch eine vergleichsweise niedrige Arbeitslosigkeit auch im Jahr 2019 und einen günstigen Krisenverlauf aus.

In Bezug auf die Wirtschaftsstruktur finden wir für vier Branchen einen statistisch signifikanten Zusammenhang mit der erwarteten Wahrscheinlichkeit, dass ein Kreis zu einem bestimmten Cluster gehört. Für diese Wirtschaftszweige stellen wir den Zusammenhang mit der Clusterzugehörigkeit auf zwei Arten dar. Zunächst zeigen wir, wie sich ein Anstieg des Beschäftigtenanteils in einem bestimmten Wirtschaftszweig (zulasten des Anteils im Öffentlichen Dienst) auf die erwartete Clusterzugehörigkeit auswirkt. Um zu prüfen, ob sich für Städte ein anderer Zu-

sammenhang zwischen dem jeweiligen Beschäftigungsgewicht der Wirtschaftszweige und der Entwicklung des regionalen Arbeitsmarktes ergibt als in ländlichen Regionen, interagieren wir die Beschäftigungsanteile der einzelnen Branchen mit der Bevölkerungsdichte in den Kreisen. Für die Interaktionseffekte weisen wir zusätzlich die marginalen Effekte an ausgewählten Perzentilen (10., 25., 50., 75., 90.) der Bevölkerungsdichte aus. Grundsätzlich zeigt sich, dass es in stark verdichteten Kreisen einen stärkeren Zusammenhang zwischen der Wirtschaftsstruktur und der erwarteten Clusterzugehörigkeit gibt als in ländlichen. Dieser Befund bedeutet auch, dass der Zusammenhang zwischen erwarteter Clusterzugehörigkeit und der Wirtschaftszweigstruktur vornehmlich auf Kreise mit hoher Bevölkerungsdichte zurückzuführen ist.

Der Zusammenhang zwischen regionalem Verdichtungsgrad und Krisenverlauf fällt positiv für das Nahrungs- und Futtermittelgewerbe sowie die personenbezogenen Dienstleistungen und negativ für das Beherbergungswesen und die Arbeitnehmerüberlassung aus, wobei die Effekte für die Nahrungs- und Futtermittelindustrie sowie für das Beherbergungswesen am größten sind. Bei einer Erhöhung des Beschäftigtenanteils der Nahrungs- und Futtermittelindustrie zulasten des öffentlichen Dienstes erhöht sich für hochverdichtete Kreise die Wahrscheinlichkeit für einen günstigeren Krisenverlauf. Der erhöhte private Konsum (z. B. Hamsterkäufe im Frühjahr 2020) könnte eine Erklärung für dieses Ergebnis sein.

Demgegenüber haben städtische Tourismuszentren gegenüber ländlichen Tourismusregionen eine besonders hohe Wahrscheinlichkeit für einen ungünstigen Krisenverlauf. Dieser Unterschied beruht im Wesentlichen auf dem unterschiedlichen Stellenwert einzelner Tourismusformen und Gästegruppen. In Großstädten haben der Geschäfts-, Messe- und Kongresstourismus, der Kulturtourismus sowie internationale Gäste eine wesentlich größere Bedeutung – Bereiche, in denen sich bis September 2020 keine Erholung abzeichnete. Dagegen erlitten ländliche Tourismusregionen zwar zu Krisenbeginn deutliche Arbeitsplatzverluste, jedoch konnte sich das Beherbergungswesen hier durch den pandemiebedingt stark gestiegenen Binnentourismus im Sommer 2020 zumindest vorübergehend wieder erholen.

Für die Arbeitnehmerüberlassung zeigt sich, dass die Wahrscheinlichkeit für einen ungünstigen Krisenverlauf in urbanen Zentren mit einer höheren Bedeutung der Branche stärker steigt, als dies in geringer verdichteten Regionen der Fall ist. Für die persönlichen Dienstleistungen, zu denen beispielsweise Friseur- und Kosmetiksalons, Wäschereien oder Freizeitbäder gehören, die in besonderem Maße durch die Corona-Krise betroffen waren, zeigt sich ein eher unerwarteter Zusammenhang: Ein Anstieg im Beschäftigtenanteil dieser Dienstleistungen zulasten des öffentlichen Dienstes senkt die Wahrscheinlichkeit für einen ungünstigen Krisenverlauf. Dieser Zusammenhang ist in Städten besonders stark ausgeprägt.

5 Fazit

Die regionalen Verläufe der coronabedingten Arbeitslosigkeit in der ersten Welle der Pandemie zeigen große Unterschiede sowohl in Bezug auf die Größe des Schocks im Frühjahr 2020 als auch hinsichtlich der sich anschließenden Entwicklung bis in den Herbst. So finden sich – fast ausschließlich westdeutsche – Kreise, deren Wirtschaftsstruktur zu einer vergleichsweise geringen Betroffenheit durch die Lockdown-Maßnahmen und damit zu einem lediglich moderaten Anstieg der Arbeitslosigkeit beigetragen hat. Sie haben bis zum September 2020 zwar in der Regel noch nicht wieder das Vorkrisenniveau erreicht, sich diesem aber deutlich angenähert. Auf der anderen Seite identifizieren wir Kreise, die im Frühjahr 2020 einen starken Schock erlebt haben, sich über den Sommer nur bedingt erholt haben, sodass sie auch im September 2020 noch immer unter einer relativ hohen coronabedingten Arbeitslosigkeit litten. Einen solchen Verlauf findet man beispielsweise in einigen Urlaubsregionen an den Küsten und in Bayern, in denen das Tourismusgewerbe eine zentrale Rolle spielt. Ebenfalls durch einen ungünstigen Verlauf gekennzeichnet sind viele Ballungsräume, insbesondere Großstädte, in denen der Tourismus gleichfalls von hoher Bedeutung ist. Hier ist die Branche allerdings stärker auf Kultur, Großveranstaltungen, Messen, den internationalen Tourismus oder Geschäftsreiseverkehr ausgerichtet – Bereiche, die sich auch im Verlauf des Sommers nicht erholten. Die mittels der Sequenzmusteranalyse identifizierten Verlaufsmuster unterscheiden sich also nicht nur durch das Ausmaß der Betroffenheit des regionalen Arbeitsmarktes zu Beginn der Krise, sondern auch hinsichtlich dessen, wie sich der weitere Verlauf und die Erholung von der Krise gestalten.

Unsere multivariaten Analysen zeigen, dass sich im Zuge der ersten Welle der Pandemie die regionalen Disparitäten verschärft haben. Einen ungünstigeren Verlauf durch die Krise nahmen eher Kreise mit schlechterer Ausgangssituation: strukturschwache Kreise, Kreise in Ostdeutschland und Kreise mit höherer Arbeitslosenquote. Auch einige Großstädte sind besonders betroffen. Dieses Muster der regionalen Betroffenheit in der Corona-Krise unterscheidet sich grundlegend von jenem, das für die globale Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 zu beobachten war: Die strukturstarken Regionen in Baden-Württemberg und Bayern spürten die Folgen der damaligen Krise wegen ihrer Spezialisierung auf das exportorientierte Verarbeitende Gewerbe besonders stark, konnten sich aber auch wieder recht zügig wirtschaftlich erholen (Schwengler/Loibl 2010).

Die hier vorgelegte Analyse des Corona-Effekts deckt mit der ersten Welle den Zeitraum ab, in dem die Auswirkungen der Corona-Pandemie auf die regionalen Arbeitsmärkte am drastischsten sichtbar wurden. In den darauffolgenden Wellen ist die Arbeitslosigkeit im Bundesdurchschnitt kaum noch zusätzlich gestiegen, sondern folgte im Wesentlichen dem vor der Krise üblichen Saisonmuster. Nach dem Höchststand der Arbeitslosigkeit im Juli 2020 von knapp 3 Mio. Arbeitslosen bewegten sich die Zahlen in den Folgemonaten zwischen 2,7 und 2,9 Mio. Seit März 2021 sinkt die Arbeitslosigkeit sukzessive, lag im September 2021 aber immer noch bei knapp 2,5 Mio. und damit noch um gut 230 000 höher als im September 2019, dem Herbst vor der Corona-Krise. Das Beschäftigungsniveau hat sich seitdem stabilisiert. Die Folgen der Pandemie sind auf dem Arbeitsmarkt weiterhin deutlich sichtbar: Prognosen für das Jahr 2022 gehen davon aus, dass zwar die Beschäftigung sogar über dem Vorkrisenniveau liegen könnte, die Zahl der Arbeitslosen allerdings weiterhin auf

einem höheren Niveau verharret (vgl. Fuchs et al. 2021). Diesbezügliche regionale Unterschiede zeigen sich bereits im Jahr 2021, denn in den von uns identifizierten Clustern der Regionen mit (eher) ungünstigem Verlauf liegt die Zahl der Arbeitslosen im September 2021 noch deutlich stärker über dem Vorkrisenniveau als in Regionen mit (eher) günstigem Verlauf, auch weil in Ersteren der weitere Rückgang der Arbeitslosigkeit seit dem Ende unseres Analysezeitraums erkennbar langsamer vorstättend als in Letzteren. Gleichzeitig stieg aufgrund der durch die Corona-Pandemie eingeschränkten Aufnahmefähigkeit des Arbeitsmarktes die Zahl der Langzeitarbeitslosen deutlich an, da sich deren ohnehin niedrigen Wiedereingliederungschancen in der Folge noch einmal verschlechtert haben (vgl. Fuchs et al. 2021; Jost et al. 2021). Dies könnte gerade in einigen Großstädten und strukturschwachen Regionen, die in der ersten Phase der Pandemie stark betroffen waren, zu einer weiteren Verfestigung der Arbeitslosigkeit führen. Bestätigen sich die Befunde einer Verschärfung regionaler Disparitäten durch die Corona-Krise auch in mittelfristiger Perspektive, so wäre im Sinne des Postulats gleichwertiger Lebensverhältnisse im Bundesgebiet gemäß Artikel 72 des Grundgesetzes zunächst die Regionalpolitik gefordert, dieser Entwicklung noch deutlicher entgegenzuwirken. ■

LITERATUR

- Abbott, A. / Tsay, A.** (2000): Sequence Analysis and Optimal Matching Methods in Sociology. Review and Prospect, in: *Sociological Methods & Research* 29 (1), S. 3–33
- Amend, E. / Otto, A.** (2006): Die Determinanten der Beschäftigungsentwicklung im VALA-Modell, in: *Sozialer Fortschritt* 55 (11/12), S. 268–272
- BA (Bundesagentur für Arbeit)** (2020): Grundlagen: Methodenbericht – Einführung einer Kurzarbeiterquote, Nürnberg
- Bauer, A. / Fuchs, J. / Hummel, M. / Hutter, C. / Klinger, S. / Wanger, S. / Weber, E. / Zika, G.** (2019): IAB-Prognose 2019/2020: Konjunktureller Gegenwind für den Arbeitsmarkt, in: IAB-Kurzbericht Nr. 18, Nürnberg
- Bauer, A. / Fuchs, J. / Gartner, H. / Hummel, M. / Hutter, C. / Wanger, S. / Weber, E. / Zika, G.** (2021): IAB-Prognose: Arbeitsmarkt auf dem Weg aus der Krise, in: IAB-Kurzbericht Nr. 6, Nürnberg
- BBSR (Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung)** (2017): Regionen mit stark unterdurchschnittlichen Lebensverhältnissen. Fachbeitrag, August 2017, https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/fachbeitraege/raumentwicklung/2016-2020/abgehaengte-regionen/abgehaengte_regionen.html (letzter Zugriff: 17.06.2021)
- Böhme, S. / Burkert, C. / Carstensen, J. / Eigenhüller, L. / Hamann, S. / Niebuhr, A. / Roth, D. / Sieglen, G. / Wiethölder, D.** (2020): Die Bedeutung der regionalen Wirtschaftsstruktur für die Arbeitsmarkteffekte der Corona-Pandemie – Eine erste Einschätzung. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung: IAB-Forschungsbericht Nr. 15, Nürnberg
- Bogai, D. / Buch, T. / Seibert, H.** (2014): Arbeitsmarktchancen von Geringqualifizierten: Kaum eine Region bietet genügend einfache Jobs, in: IAB Kurzbericht Nr. 11, Nürnberg
- Buch, T. / Hamann, S. / Niebuhr, A. / Roth, D. / Sieglen, G.** (2021): Arbeitsmarkteffekte der Corona-Krise – sind Berufsgruppen mit niedrigen Einkommen besonders betroffen?, in: *Wirtschaftsdienst* 101 (1), S. 14–17
- Dorn, F. / Fuest, C. / Neumeier, F. / Demmelhuber, K. / Immel, L. / Krolage, C. / Leiss, F. / Menkhoff, M. / Peichl, A. / Sauer, S. / Schüle, P. / Wohlrabe, K.** (2020): Die Auswirkungen der Corona-Pandemie auf die bayerische Wirtschaft. Ergebnisse einer Unternehmensbefragung, in: *ifo Schnelldienst* 73 (6), S. 56–61
- Fuchs, J. / Gartner, H. / Hellwagner, T. / Hummel, M. / Hutter, C. / Wanger, S. / Weber, E. / Zika, G.** (2021): IAB-Prognose 2021/2022: Arbeitsmarkt auf Erholungskurs, in: IAB-Kurzbericht Nr. 20, Nürnberg
- Gürtzgen, N. / Kubis, A. / Kufner, B.** (2020): Großbetriebe haben während des Covid-19-Shutdowns seltener als kleine Betriebe Beschäftigte entlassen, IAB-Forum 3. Juli 2020, <https://www.iab-forum.de/grossbetriebe-haben-waehrend-des-covid-19-shutdowns-seltener-als-kleine-betriebe-beschaeftigte-entlassen>

Hövermann, A. / Kohlrausch, B. (2020): Soziale Ungleichheit und Einkommenseinbußen in der Corona-Krise – Befunde einer Erwerbstätigenbefragung, in: WSI-Mitteilungen 73 (6), S. 485–492, <https://www.wsi.de/de/wsi-mitteilungen-soziale-ungleichheit-und-einkommenseinbuessen-in-der-corona-krise-28630.htm>

Hüther, M. / Südekum, J. / Voigtländer, M. (Hrsg.) (2019): Die Zukunft der Regionen in Deutschland. Zwischen Vielfalt und Gleichwertigkeit. Institut der deutschen Wirtschaft: IW-Studien – Schriften zur Wirtschaftspolitik, Köln

Jost, O. / Seibert, H. / Wiethölter, D. / Carstensen, J. (2021): Die coronabedingten Auswirkungen auf den Arbeitsmarkt in Berlin und Brandenburg. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung: IAB-Regional. Berichte und Analysen aus dem Regionalen Forschungsnetz. IAB Berlin-Brandenburg 1/2021, Nürnberg

Küpper, P. / Peters, J. C. (2019): Entwicklung regionaler Disparitäten hinsichtlich Wirtschaftskraft, sozialer Lage sowie Daseinsvorsorge und Infrastruktur in Deutschland und seinen ländlichen Räumen. Johann Heinrich von Thünen-Institut: Thünen Report 66, Braunschweig

Lesnard, L. (2014): Using Optimal Matching Analysis in Sociology: Cost Setting and Sociology of Time, in: Blanchard, P. / Bühlmann F. / Gauthier J. A. (Hrsg.): Advances in Sequence Analysis: Theory, Method, Applications, Life Course Research and Social Policies 2, Heidelberg u. a. O., S. 39–50

Long, J. S. / Freese, J. (2014): Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata, 3. Auflage, College Station

Margarian, A. (2018): Strukturwandel in der Wissensökonomie: Eine Analyse von Branchen-, Lage- und Regioneffekten in Deutschland. Johann Heinrich von Thünen-Institut: Thünen Report Nr. 60, Braunschweig

Margarian, A. (2021): Regionale Arbeitsmärkte im Corona-Jahr 2020: Resiliente prosperierende Standorte und zunehmende Disparitäten. Johann Heinrich von Thünen-Institut: Thünen Working Paper 171, Braunschweig

Martin, R. / Sunley, P. / Gardiner, B. / Tyler, P. (2016): How Regions React to Recessions: Resilience and the Role of Economic Structure, in: Regional Studies 50 (4), S. 561–585

Niebuhr, A. (2019): Regionale Disparitäten und Arbeitskräftemobilität – Implikationen für die Regionalpolitik in Deutschland, in: Wirtschaftsdienst 99 (13), Sonderheft, S. 31–35

Seils, E. / Emmeler, H. (2020): Die Folgen von Corona. Eine Auswertung regionaler Daten. Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut der Hans-Böckler-Stiftung (WSI): WSI Policy Brief Nr. 43, Düsseldorf

Schwengler, B. / Loibl, V. (2010): Beschäftigung, Arbeitslosigkeit und Kurzarbeit: Aufschwung und Krise wirken regional unterschiedlich, in: IAB-Kurzbericht Nr. 1, Nürnberg

Ward, J. H., Jr. (1963): Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function, in: Journal of the American Statistical Association 58 (301), S. 236–244

AUTOR*INNEN

TANJA BUCH, Dr. rer. pol., wissenschaftliche Mitarbeiterin im Regionalen Forschungsnetz des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB Nord). Arbeitsschwerpunkte: regionale Mobilität, Regionale Disparitäten, Erwerbseinstieg von Ausbildungsabsolventen.

@ Tanja.Buch@iab.de

LUTZ EIGENHÜLLER, Soziologie (M.A.), wissenschaftlicher Mitarbeiter im Regionalen Forschungsnetz des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB Bayern). Arbeitsschwerpunkte: Regionale Disparitäten, Digitalisierung, Langzeitarbeitslosigkeit.

@ Lutz.Eigenhueller@iab.de

SILKE HAMANN, Diplom-Sozialwissenschaftlerin, wissenschaftliche Mitarbeiterin im Regionalen Forschungsnetz des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB Baden-Württemberg). Arbeitsschwerpunkte: regionale Mobilität, Regionale Disparitäten, Langzeitarbeitslosigkeit.

@ Silke.Hamann2@iab.de

PER KROPP, Ph. D., Soziologe, wissenschaftlicher Mitarbeiter im Regionalen Forschungsnetz des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Arbeitsschwerpunkte: Netzwerkforschung, Strukturwandel, Ausbildung.

@ Per.Kropp@iab.de

ANNE OTTO, Dr. rer. nat., wissenschaftliche Mitarbeiterin im Regionalen Forschungsnetz des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Arbeitsschwerpunkte: Erwerbsbiografien und räumliche Mobilität von Hochschulabsolventen und wissenschaftlichem Nachwuchs, Altindustrieregionen, Evolutionäre Wirtschaftsgeografie.

@ Anne.Otto@iab.de

DUNCAN ROTH, Dr. rer. pol, wissenschaftlicher Mitarbeiter im Regionalen Forschungsnetz des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Arbeitsschwerpunkte: Empirische Arbeitsmarktökonomie.

@ duncan.roth@iab.de

HOLGER SEIBERT, Dr. phil., wissenschaftlicher Mitarbeiter im Regionalen Forschungsnetz des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Arbeitsschwerpunkte: Regionale Mobilität, duale Ausbildung, Migration.

@ holger.seibert@iab.de