

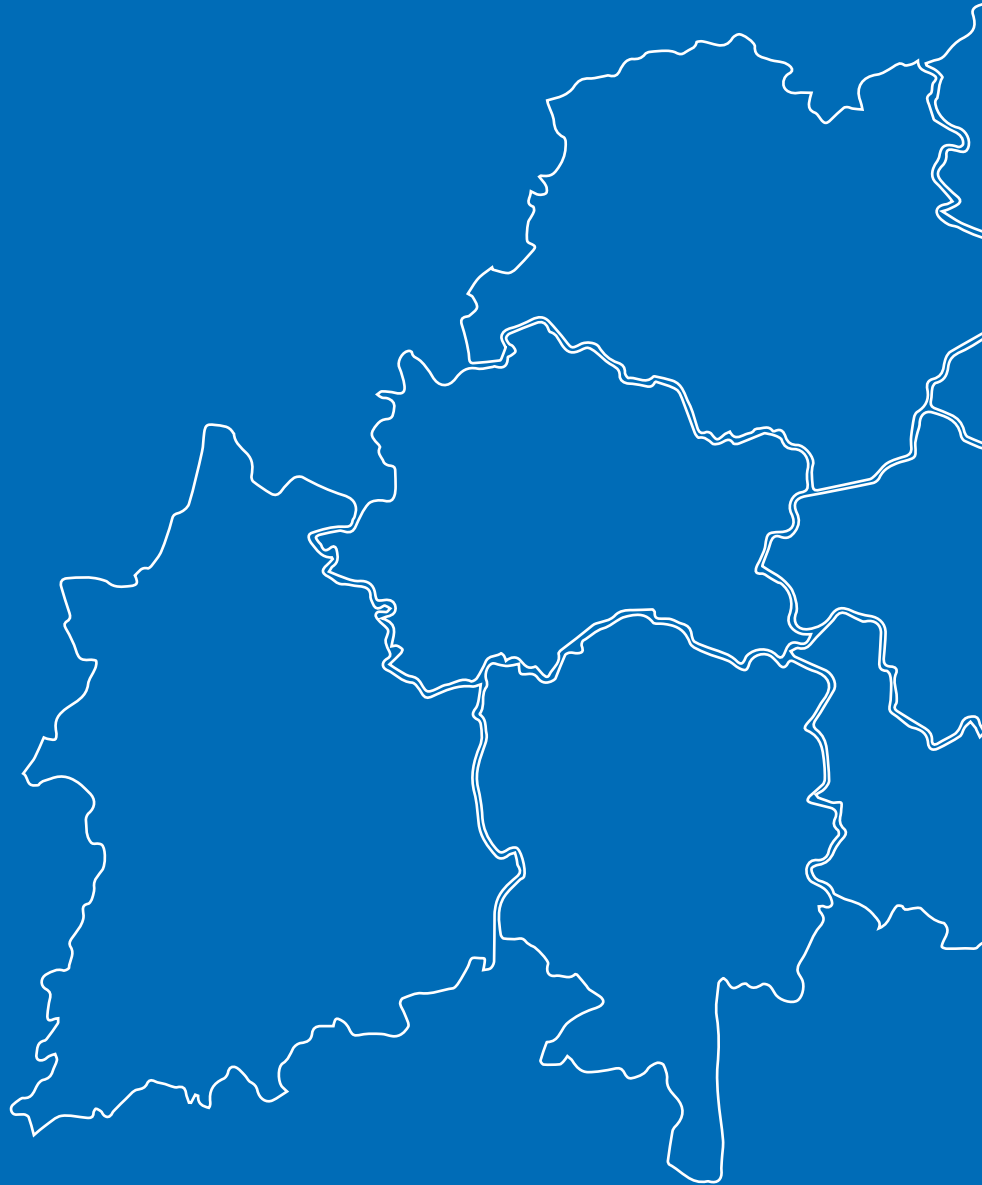
Technische Universität München

WORKING PAPER

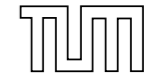
SOZIALE UND ÖKONOMISCHE WIRKUNGEN DER „SOZIALGERECHTEN BODENNUTZUNG“

Evaluation vertraglicher Bauherrnverpflichtungen mit städtebaulicher Zielsetzung

Ricarda Mores M.Sc.



Technische Universität München



WORKING PAPER

SOZIALE UND ÖKONOMISCHE WIRKUNGEN DER „SOZIALGERECHTEN BODENNUTZUNG“

Evaluation vertraglicher Bauherrnverpflichtungen mit städtebaulicher Zielsetzung

Working Paper

Lehrstuhl für Raumentwicklung
an der School of Engineering and Design der Technischen Universität München

Bearbeiterin Ricarda Mores M.Sc.

Stand vom 01.03.2024

Anmerkung: Dies ist ein Arbeitspapier und stellt daher eine laufende Forschungsarbeit dar. Das Arbeitspapier stützt sich auf die Masterthesis „Evaluierung des regulativen Instruments „Sozialgerechte Bodennutzung““ (Mores 2023). Die dargelegten Analysen und Schlussfolgerungen sind die der Autorin und repräsentieren nicht die Position oder Meinungen des Lehrstuhls für Raumentwicklung. Die Bewertung des Materials liegt in der alleinigen Verantwortung der Leserin und des Lesers.

INHALTSVERZEICHNIS

Abkürzungsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis

Tabellenverzeichnis

Kurzfassung

1

1. Ausgangslage und Problemdarstellung

3

2. Theoretischer Hintergrund und Fragestellung

6

3. Fallstudie Planungsregion München

8

3.1. Implementierung der SoBoN in München

8

3.2. Betrachtete SoBoN-Regelungen in der Planungsregion München

10

4. Methodik und Daten

13

4.1. Evaluationsansatz

13

4.2. Evaluationsgegenstände und Indikatoren

14

4.3. Datenerhebungsmethode Difference-in-Differences

16

4.4. Untersuchungsaufbau und Datenexploration

19

4.5. Hauptkomponentenverfahren

20

5. Ergebnisse

21

5.1. Hauptkomponentenverfahren

21

5.2. Abhängigkeitsstrukturen in den Daten

22

5.3. Erläuterung und Anpassung des Modells

23

5.4. Validierung des Modells

24

5.5. Darstellung der Ergebnisse des DiD-Modells

25

5.5.1. Einfluss der SoBoN auf die Anzahl Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW

25

5.5.1.1. Annahme bedingter und unbedingter paralleler Trends

25

5.5.1.2. Gruppenzeitlich durchschnittliche Behandlungseffekte

26

5.5.1.3. Durchschnittlicher Behandlungseffekt im Zeitverlauf

29

5.5.2. Einfluss der SoBoN auf die Angebotsmieten im freien Marktsegment

31

5.5.2.1. Annahme bedingter und unbedingter paralleler Trends

31

5.5.2.2. Gruppenzeitlich durchschnittliche Behandlungseffekte

32

5.5.2.3. Durchschnittlicher Behandlungseffekt im Zeitverlauf

32

6. Diskussion

36

7. Fazit, Limitation und Ausblick

40

Literaturverzeichnis

42

Beschlüsse

44

DANKSAGUNG

Mein Dank gilt vor allem Dr.-Ing. Fabian Wenner, Prof. Dr. Alain Thierstein und Johannes Moser für ihre wertvolle Unterstützung und konstruktive Kritik bei der Anfertigung dieser Arbeit. Ihr Fachwissen und Engagement waren für mich eine große Bereicherung.

Ein besonderer Dank geht auch an die Urban Progress GmbH für die Ermöglichung des Druckes dieser Arbeit.

ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS

Abb. – Abbildung
Abs. – Absatz
BauGB – Baugesetzbuch
EOF – Einkommensorientierte Förderung
EW – Einwohner*innen
Kap. – Kapitel
LHM – Landeshauptstadt München
PCA – Principal Component Analysis
PSM – Propensity Score Matching
s. – siehe
S. – Seite
SoBoN – Sozialgerechte Bodennutzung
Tab. – Tabelle
v.a. – vor allem
WiM – wohnungspolitisches Handlungsprogramm „Wohnen in München“
€ – Euro
§ – Paragraph
% – Prozent
& – und
m² – Quadratmeter
km² – Quadratkilometer

ABBILDUNGSVERZEICHNIS

Abbildung 1 Verfahrensablauf Baurechtsschaffung SoBoN, Eigene Darstellung auf Grundlage der Inhalte LHM 2022: 16

Abbildung 2 Angemessenheitsberechnung SoBoN München an einem Bebauungsplanbeispiel, LHM 2022: 17

Abbildung 3 Darstellung der Landkreise der Region 14, Eigene Darstellung, Datengrundlage Bayern Atlas

Abbildung 4 Kommunen mit SoBoN-Regelungen in der Region 14 und Einführungszeitpunkte, Eigene Darstellung, Datengrundlage Bayern Atlas

Abbildung 5 Rekonstruiertes Wirkungsmodell der SoBoN, Angepasste Darstellung nach Zewo 2013: 3

Abbildung 6 Differenz-in-Differenzen Ansatz, Kugler et al. 2014: 29, Beschriftung ergänzt

Abbildung 7 Ergebnisse des Hauptkomponentenverfahrens in RStudio, Bildschirmfoto aus RStudio, Datengrundlage Bayerisches Landesamt für Statistik

Abbildung 8 Schätzungen der gruppenzeitlich durchschnittlichen Behandlungseffekte für die Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW, Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

Abbildung 9 Schätzungen der durchschnittlichen Behandlungseffekte im Zeitverlauf für die Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW, Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

Abbildung 10 Schätzungen der gruppenzeitlich durchschnittlichen Behandlungseffekte für Angebotsmieten von Wohnungen in €/m², Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

Abbildung 11 Schätzungen der durchschnittlichen Behandlungseffekte im Zeitverlauf für die Angebotsmieten von Wohnungen in €/m², Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

TABELLENVERZEICHNIS

Tabelle 1 Ziele und Messbarkeit der Outputs und Outcomes der SoBoN in der Region 14, Eigene Darstellung

Tabelle 2 Veränderung der Schätzung für die Anzahl der Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW unter Einbezug von Kovariablen, Eigene Tabelle, Schätzungen aus RStudio

Tabelle 3 Gruppenzeitlich durchschnittliche Behandlungseffekte für die Anzahl der Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW unter der Annahme bedingter paralleler Trends, Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

Tabelle 4 Durchschnittliche Behandlungseffekte im Zeitverlauf für die Anzahl der Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW unter der Annahme bedingter paralleler Trends, Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

Tabelle 5 Veränderung der Schätzung für die Angebotsmieten von Wohnungen in €/m² unter Einbezug von Kovariablen, Eigene Tabelle, Schätzungen aus RStudio

Tabelle 6 Gruppenzeitlich durchschnittliche Behandlungseffekte der Angebotsmieten für Wohnungen in €/m² unter der Annahme bedingter paralleler Trends, Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

Tabelle 7 Durchschnittliche Behandlungseffekte im Zeitverlauf für Angebotsmieten von Wohnungen in €/m² unter der Annahme bedingter paralleler Trends, Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

KURZFASSUNG

Hohe Mietpreise und Wohnungsknappheit dominieren die wohnungs- und bodenpolitischen Debatten in der Region München. Insbesondere Haushalte mit geringem Einkommen haben es schwer, eine Wohnung zu finden. Dem gegenüber stehen starke Bodenwertsteigerungen, die sich für Planungsbegünstigte bei der Baurechtsschaffung durch Kommunen manifestieren. München begegnet dieser Situation auch aufgrund der knappen öffentlichen Mittel seit 1994 mit dem Instrument der „Sozialgerechten Bodennutzung“ (SoBoN), welches Planungsbegünstigte an ursächlich entstandenen Kosten und Lasten bei der Ausweisung von Bauland finanziell beteiligt. Hierbei kann auch die Herstellung geförderter Wohnraums zur Auflage gemacht werden. Aufgrund der finanziellen Einbußen trifft die SoBoN jedoch regelmäßig auf Gegenwehr seitens der Grundstückseigentümer*innen und Projektentwickler*innen.

Zwar gilt die SoBoN in der bodenpolitischen Debatte in Deutschland als Best-Practice, allerdings fehlen bislang belastbare empirische Analysen über ihre Zielsicherheit und -erfüllung. Gleichzeitig wird das Konzept der SoBoN vermehrt in Kommunen der Planungsregion München adaptiert. Vor diesem Hintergrund wächst die Dringlichkeit zur Überprüfung der SoBoN, um Transparenz und Legitimation der ergriffenen Maßnahmen zu schaffen. Dies ist das Ziel dieser Studie.

Hierfür wurde ein Datensatz für 186 Gemeinden der Planungsregion München mit über 100 marktrelevanten und soziodemographischen Faktoren erstellt. An diesem Datensatz wurden die zeitlich gestaffelten Hauptziele der SoBoN mithilfe eines Differenz-von-Differenzen-Ansatzes (DiD-Ansatz) überprüft. Anhand der Ergebnisse wird deutlich, dass die beabsichtigten Resultate der SoBoN bislang nur unzureichend erzielt werden und gleichzeitig weitere Überprüfungen der SoBoN notwendig sind, um konzeptionelle Schwachpunkte beheben zu können. Die erstmalige Schätzung eines kausalen Effekts der SoBoN soll der Versachlichung der öffentlichen Debatte und als Grundlage für künftige Überprüfungen sowie Fortschreibungen der SoBoN dienen.

1. AUSGANGSLAGE UND PROBLEMDARSTELLUNG

Viele Großstädte in Deutschland, insbesondere die Zentren der prosperierenden Metropolregionen, sind heute von starkem Zuzug gekennzeichnet, hinter dem der Wohnungsneubau, besonders im sozial geförderten Segment, zurückbleibt. Die Folge sind steigende Wohnkosten und Wohnungsknappheit. Gerade Haushalte mit geringen Einkommen können am Markt nur unzureichend versorgt werden. Jedoch können Kommunen aufgrund ihrer angespannten finanziellen Haushaltslage oft selbst kein adäquates Wohnangebot schaffen. Hinzu kommen die hohen Entwicklungskosten, welche mit Planungsverfahren einher gehen. Gleichzeitig steigt das Bewusstsein für die Bedeutung von Grund und Boden als unvermehrbares Gut (Adrian et al. 2021: 8).

Hingegen entstehen gerade in den urbanen Zentren im Zuge neuer Baurechtschaffung aber auch hohe Bodenwertzuwächse, die in der Regel den Planungsbegünstigten, wie Grundstückseigentümer*innen, verbleiben. Bereits in den 1950ern, 1970ern und 1990ern wurden daher national mehrere Vorstöße zu einer grundlegenden Bodenreform im Sinne eines Planwertausgleiches gemacht. „Leistungslose Bodenwertsteigerungen“ (Reiß-Schmidt 2021: 142) bei gleichzeitig hohen Kosten für die Kommune stellen das Kernargument des Planwertausgleichs dar. Grundlegende Bodenreformen scheiterten bislang an verfassungsrechtlichen Gründen, fehlendem politischen Willen sowie der Problematik, die Wertsteigerung zuverlässig zu bestimmen (Schnorr 1978: 8-9, Junker 2010: 33-34; Felsch 2014: 4-5; Arentz 2020: 37). Stattdessen sind „innerhalb der letzten 30 Jahre verschiedene kommunale Steuerungsinstrumente entstanden“ (Rink und Egner 2020: 81), die eine gerechtere Verteilung der Bodenwertzuwächse zum Ziel haben.

Diese Steuerungsinstrumente bestehen auch außerhalb des deutschen Kontextes, so z.B. in Großbritannien („section 106 agreements“). Als besonders prominentes Beispiel im deutschen Kontext gilt das kooperative bodenpolitische Instrument zur Schaffung bezahlbaren Wohnraums der Stadt München, die sogenannte „Sozialgerechte Bodennutzung“ (SoBoN). Durch die SoBoN werden seit 1994 Planungsbegünstigte, die im Rahmen eines Bebauungsplanverfahrens von Bodenwertsteigerungen profitieren, an den ursächlichen Kosten und Lasten beteiligt, was die Erstellung neuer Infrastruktur, aber auch die Schaffung sozial geförderten Wohnraums einschließt. Die Bezeichnung und Anwendungsgrundlage leiten sich aus dem § 1 Abs. 5 Baugesetzbuch (BauGB) ab, in welchem die Zielorientierung des Allgemeinwohls festgelegt wird. Zwar bestimmt §1(3) Satz 2 BauGB: „Auf die Aufstellung von Bauleitplänen und städtebaulichen Satzungen besteht kein Anspruch; ein Anspruch kann auch nicht durch Vertrag begründet werden“. Gleichwohl können Gemeinden nach §11 BauGB den Erlass eines Bebauungsplans an den Abschluss eines städtebaulichen Vertrags mit dem Investor knüpfen, der u.a. die Förderung und Sicherung der mit der Bauleitplanung verfolgten Ziele, die Deckung des Wohnbedarfs von Bevölkerungsgruppen mit besonderen Wohnraumversorgungsproblemen sowie die Übernahme von Kosten oder sonstigen Aufwendungen, die der Gemeinde für städtebauliche Maßnahmen entstehen, zum Gegenstand haben kann. Diese Regelung fand erstmals mit dem BauGB-Maßnahmen-gesetz 1993 Eingang in das deutsche Baurecht und wurde 1998 dauerhaft in das BauGB übernommen.

Mittlerweile sind andere Städte dem Beispiel der Münchner SoBoN gefolgt und besitzen Beschlüsse mit ähnlichen Zielen und Methoden (Dransfeld und Hemprich 2017: 55) (z.B. Münster, Stuttgart, Frankfurt, Freiburg, Köln). Nachdem München mit der frühzeitigen Einführung der SoBoN in der Region lange Zeit als einzige Kommune einen solchen Baulandbeschluss besaß, haben sich andere Kommunen in der Region insbesondere in den letzten zehn Jahren an den SoBoN-Beschlüssen Münchens in der Ausgestaltung ihrer eigenen Planungspraxis orientiert (Haller und Schardt 2022).

Bei der Anwendung der SoBoN müssen konkurrierende Ansprüche in Ausgleich gebracht werden. Dies führt dazu, dass das Instrument regelmäßig öffentlich diskutiert wird. Dabei werden neben kommunalpolitischen Fragestellungen auch sozial- und gesellschaftspolitische Aspekte aufgeworfen. Mit der SoBoN-Novelle 2021, welche die Bedingungen für Grundstückseigentümer*innen deutlich verschärft hat, ist die Debatte noch einmal stärker aufgelebt als zuvor. Im Fokus der Debatten stehen besonders die Auswirkungen auf die Bautätigkeit, das Mietpreisniveau und die Bevölkerungsdurchmischung.

Insgesamt erkennt die Immobilienwirtschaft die Relevanz der SoBoN mit ihrem Grundgedanken zur Schaffung bezahlbaren Wohnraums an, kritisiert jedoch die zu hohen Belastungen und Zielverfehlung. So führe der Eingriff zu einem Rückgang der Bautätigkeit sowie einer Erhöhung des Mietpreisniveaus (Priwitzer 2021; Neuhauser o.J.). Dabei werden unterschiedlichste Ursachen unter der Annahme elastischer sowie unelastischer Grundstückspreise aufgezeigt. Sofern die Verpflichtungen der SoBoN zulasten des Grundstückspreises gehen, während Immobilienpreise steigen, sinke die Verkaufsbereitschaft der Grundstückseigentümer*innen. Dies resultiere auch aus dem Abwarten darauf, dass Regelungen wieder aufgeweicht würden. Dadurch würde die Versorgung mit Bauland eingeschränkt, weshalb die Bautätigkeit zurückgehe. Sofern die Grundstückspreise weiter ansteigen, sinke die Marge der Entwickler*innen, sodass diese zum lukrativeren Gewerbeimmobilienbau wechseln, da hier höhere Erträge erzielt werden können. Eine Angebotsverknappung resultiere auch aus der Abwanderung der Entwickler*innen ins Umland, wo keine SoBoN-Regelungen bestehen. Zudem führe die SoBoN zur Preissteigerung im Wohnsegment, da Entwickler*innen eine Mischkalkulation für Projekte veranschlagen. Dabei werden Kosten für Bindungen auf frei finanzierte Wohnungen umgelegt, woraufhin diese folglich teurer werden und für mittlere Einkommen nicht mehr bezahlbar sind. (Priwitzer 2021; Neuhauser o.J.; Steinbacher 2021; Krass 2021; Dransfeld und Hemprich 2017: 78)

Befürworter*innen der SoBoN weisen darauf hin, dass die Thesen zum Rückgang der Bautätigkeit und den Preissteigerungen bereits seit Jahren angebracht werden, Belege hierfür bislang jedoch ausbleiben (Priwitzer 2021; Neuhauser o.J.; Krass 2021). Sie erwarten, dass bei einer gleichbleibenden Bautätigkeit durch ein geringeres Mietpreisniveau eine ausgewogene und soziale Durchmischung der Bevölkerung gefördert werden kann. Es wird verdeutlicht, dass ohne die finanzielle Entlastung der Kommune eine nachhaltige städtebauliche Entwicklung nicht möglich ist (LHM 2022: 2). Nach Adrian et al. (2021: 7) wird der Boden „zur entscheidenden Frage für die Entwicklungsfähigkeit der Städte und Gemeinden“. Denn die soziale und kulturelle Diversität ist auch für die wirtschaftliche Prosperität der Stadt unverzichtbar, da ansonsten die Funktionalität und Lebensqualität gefährdet werden (Reiß-Schmidt 2021: 143). Ein häufiges Argument dabei ist, dass die Funktionsfähigkeit bei der Verdrängung systemrelevanter Gering- und Mittelverdienender, gefährdet ist. Bereits weite Teile der Anwohner*innen sind „bis in die traditionelle Mittelschicht hinein“ (Rink und Egner 2020: 84) von einer „Unterversorgung mit adäquatem und preisgünstigem Wohnraum“ (ebd.: 84) betroffen, was zu Verdrängungstendenzen führt (Ginski und Schmitt 2013: 1; Dransfeld und Hemprich 2017: 57). Bereits in den 1840er Jahren formulierte der Ökonom John Stuart Mill, dass Bodenwertsteigerungen als Wohlstand der Gemeinschaft betrachtet werden können und deshalb der Gesamtheit der Gesellschaft zur Verfügung gestellt werden sollten (zit. in Helbrecht und Weber-Newth 2017: 67).

Mit dieser öffentlichen Diskussion um die SoBoN findet aktuell eine „Re-Politisierung“ des Grundeigentums (Helbrecht und Weber-Newth 2017: 79) statt, indem dieses zur öffentlichen Entwicklung beitragen soll (ebd.: 79). Kommunen stehen dabei aber vor der Aufgabe, Eingriffe in das Eigentumsgrundrecht ausreichend zu legitimieren. Dafür müssen diese vorweisen, dass die eingesetzten Mittel der Zielerreichung dienen. Im Bereich der SoBoN bestehen soweit zumeist lediglich Selbstbeschreibungen der kommunalen Praxis. Diese Berichte können jedoch nicht „die Frage nach der Wirksamkeit des bodenpolitischen Vorgehens“ (Adrian et al. 2021: 22) beantworten. Es werden Evaluationen des bereits seit mehreren Jahrzehnten angewandten Instruments erforderlich. Rink und Egner verdeutlichen, dass weitere Forschung notwendig ist, da „kaum belastbare empirische Analysen zur Wirkung der angewandten Instrumente [...] vor[liegen]“ (2020: 325). Vor dem Hintergrund der öffentlichen Debatte soll mit dieser Studie eine Versachlichung der Debatte herbeigeführt werden, indem empirisch belegte Transparenz zur Wirkung des Modells erzeugt wird, aus welcher eine weitere Verbesserung des Instruments resultieren kann. Die vorliegende Studie leistet darüber hinaus einen Beitrag zur planungstheoretischen Debatte über kommunale Bodenpolitik.

Die Studie gliedert sich wie folgt: In Kapitel 2 werden der theoretische Hintergrund sowie die Fragestellung dieser Studie erläutert, sodass in Kapitel 3 der Untersuchungsraum Planungsregion München vorgestellt werden kann. In Kapitel 4 wird Einblick in die angewandte Methodik gegeben, woraufhin die Ergebnisse im Kapitel 5 vorgestellt werden. Abschließend werden die Ergebnisse im Kapitel 6 festgehalten. Es erfolgt zudem eine Limitation der Arbeit und wird ein Ausblick für anschließende Forschungen gegeben.

2. THEORETISCHER HINTERGRUND UND FRAGESTELLUNG

Nach Egner et al. bestehen bereits viele Ansätze, um auf die „zyklisch auftretende Wohnraumverknappung und [den] Wohnraumangel für gering verdienende Bevölkerungsgruppen“ (2021: 182) zu reagieren. Dabei bestehen jedoch divergierende Positionen zu Lösungsansätzen. Die zugrundeliegende Fragestellung ist die nach der Reichweite und Legitimität der Eingriffsrechte des Staates in das Privateigentum an Grund und Boden (Schnorr 1978: 22).

Einerseits wird die Auffassung vertreten, dass der Markt mit seiner Allokationsfunktion einen Ausgleich für Angebot und Nachfrage herbeiführt. Kritisiert wird der Eingriff in die „private Verfügungsmöglichkeit über die Wertsteigerung eines Grundstücks“ (Helbrecht und Weber-Newth 2017: 75), gestützt auf die Eigentumsgarantie des Grundgesetzes. Teilweise wird der Eingriff von Grundstückseigentümer*innen sogar als Enteignung wahrgenommen (Haller und Schardt 2022: 17). Zudem wird angeführt, dass der freie Markt Anreize für Innovation und Wettbewerb setzt, sodass kostengünstiger Wohnraum entsteht und eine stetige Verbesserung des Produkts erfolgt. Hinzu kommt, dass der Markt eine effiziente Ressourcenallokation leistet. In diesem Falle entsteht Wohnraum dort, wo die Nachfrage hoch ist.

Andererseits wird ein stärkerer öffentlicher Eingriff in den Markt aufgrund der derzeit asymmetrischen Verteilung des Angebots zwischen Hoch- und Niedrigpreissegmenten verlangt (Schnorr 1978: 183). Bei der Befürwortung der SoBoN wird statt der Lösungsfindung für die Wohnraumversorgung auf dem Markt von einer Lösungsfindung im politischen Raum ausgegangen (Rink und Egner 2020: 95; Freudenberg und Huttenloher 2016: 11). Die Anwendung der SoBoN ermöglicht Kommunen die „gezielte Einflussnahme auf das Wohnungsangebot und die Berücksichtigung unterschiedlicher Wohnungssegmente (= distributives Bodenmarktziel)“ (Freudenberg und Huttenloher 2016: 11). Ein Eingriff kann darin Begründung finden, dass das „Marktergebnis etwa aus verteilungspolitischen Gründen korrigiert werden sollte“ (Fritsch 2014: 72). In der öffentlichen Debatte wird die verteilungspolitische Zielkomponente hauptsächlich hinsichtlich „ethische[r] und moralische[r] Gerechtigkeitserwägungen“ (Schnorr 1978: 15-16) gegenüber der Allgemeinheit diskutiert. Es wird auf die sozialen Verpflichtungen, die mit dem Eigentum einhergehen, verwiesen (Helbrecht und Weber-Newth 2017: 79). Die Notwendigkeit von Baulandstrategien wird durch ein Grundsatzurteil des Bundesverfassungsgerichts bekräftigt, indem auf die Unvermehrbarkeit und Unentbehrlichkeit von Boden verwiesen wird (Bundesverfassungsgericht, B. v. 12.01.1967 – BVerfGE 21, 82, in Dransfeld und Hemprich 2017: 22).

Die Herausforderung besteht darin, einen ausgewogenen Ansatz zu finden, der sowohl die Effizienz des Marktes als auch soziale Gerechtigkeitsziele berücksichtigt. Aktuelle planungstheoretische und -praktische Debatten richten sich daher mittlerweile auf die Ausgestaltung sowie Reichweite von Regularien und nicht mehr auf die Legitimität des Eingriffes selbst (Helbrecht und Weber-Newth 2017: 69-70).

Es bestehen umfangreiche Analysen der eingeführten Baulandmodelle, in welchen die SoBoN Münchens stets als Best-Practice im deutschen Kontext hervorgehoben wird (Freudenberg und Huttenloher: 2016; Rink und Egner 2020; Arian et al.: 2021). Kürzlich erschien beispielsweise die Studie „Baulandmodelle und ihre Auswirkung auf den Wohnungsmarkt“ der bulwiengesa AG (2022) im Auftrag des Immobilienunternehmens Pandion AG, welche anhand einer präzisen Beobachtung des Wohnungsmarktes die Auswirkungen der kommunalen Baulandmodelle beschreibt und Handlungsempfehlungen zur weiteren Ausgestaltung der Baulandmodelle formuliert. In den Analysen wurde bislang jedoch ausschließlich die Korrelation zum Wohnungsmarkt beschrieben, jedoch keine kausale Wirkung erfasst. Der maßgebliche Unterschied dieser Studie zu bisherigen Betrachtungen kommunaler Baulandmodelle ist daher die Anwendung von Verfahren zur Beschreibung kausaler Wirkungen. Dies erfolgt in Form einer Evaluierung am Beispiel der SoBoN-Regelungen in der Planungsregion München. Die vier Funktionen

von Evaluationen liegen nach Stockmann und Meyer (2014: 81) im Erkenntnisgewinn, der Kontrollausübung, dem Auslösen von Entwicklungs- und Lernprozessen sowie der Legitimation von Maßnahmen (BMVBS 2012: 10). Mit einer Evaluierung der SoBoN kann entsprechend sichergestellt werden, dass die mit dem Instrument angestrebten Ziele tatsächlich erreicht werden, was vor dem Hintergrund der öffentlichen Debatte notwendig wird. Bislang bleibt intransparent, wie Kommunen das Instrument auswerten und auf welcher Grundlage Korrekturentscheidungen getroffen werden. Die Ergebnisse dienen der Rationalisierung der Planung, indem die gewonnenen Erkenntnisse den Kommunen für zukünftige Planungsprozesse zur Verfügung gestellt werden können. Schließlich müssen „[f]ür eine wirksame und nachhaltige Wohnungspolitik [...] auch die bodenrechtlichen Instrumente, die den Kommunen für die Aktivierung von Bauland zur Verfügung stehen, geschärft und erweitert werden“ (Klöppel et al. 2017: 4). Mit der Evaluierung soll die Frage beantwortet werden, inwiefern die angestrebten Ziele des Instruments der Sozialgerechten Bodennutzung im Bereich Bautätigkeit, Mietpreinsniveau und soziale Bevölkerungsdurchmischung erreicht werden.

3. FALLSTUDIE PLANUNGSREGION MÜNCHEN

Die folgenden Ausführungen beziehen sich auf die Implementierung der SoBoN in der Landeshauptstadt München, kann jedoch auch auf Kommunen, die das Modell übernommen haben, analog übertragen werden.

3.1. IMPLEMENTIERUNG DER SOBON IN MÜNCHEN

Die SoBoN ist als ein regulatives Instrument einzuordnen (Rink und Egner 2020: 87). Aufgrund der Abstimmung mit der privaten Wohnungswirtschaft gilt es als ein kooperatives Baulandmodell. Über die Beschlüsse zur SoBoN stimmt der Stadtrat unter Zustimmung des Kommunalreferates ab (Stadtrat München, B. v. 28.07.2021 - VL 20-26/V 03932: 37-38). Die SoBoN findet bei allen städtebaulichen Maßnahmen im Rahmen von Bauleitplanungen und anderen städtebaulichen Satzungen, „die planungsbedingt Kosten und Lasten bei der Stadt auslösen und zu einer Bodenwertsteigerung in nicht unerheblichem Umfang führen“ (LHM 2022: 4) Anwendung. Im unbeplanten Innenbereich nach § 34 BauGB, für Bebauungspläne in förmlich festgelegten Sanierungsgebieten und für städtebauliche Entwicklungsmaßnahmen findet die SoBoN keine Anwendung. Für den Innenbereich besteht jedoch eine ergänzende analoge Regelung, sobald durch Abweichungen Baurecht geschaffen wird (sogenannter „40%-Beschluss“). Bodenwertsteigerungen sind auf die planungsbedingten Mehrwerte der Grundstücksnutzung zurückzuführen. (LHM 2022: 4). „Hauptziel der SoBoN ist [...] die Beteiligung der privaten Bauwirtschaft an der Schaffung und dem Erhalt bezahlbaren Wohnraums“ (LHM 2022: 2). Zur Zielerreichung werden Planungsbegünstigte an der Schaffung von gefördertem und preisgedämpftem Wohnraum beteiligt und übernehmen anteilig Kosten und Flächenabtretungen für die ursächliche soziale, technische und grüne Infrastruktur sowie Ausgleichsflächen. Auch werden weitere Kosten übernommen, z.B. für Gutachten und Wettbewerbe (LHM 2022: 5).

Wahlweise kann die SoBoN als städtebaulicher Vertrag oder Zwischenerwerb angewendet werden, wobei sich bislang das Vertragsmodell im Rahmen von städtebaulichen Verträgen im Sinne des §11 Abs.1 Nr.2 BauGB durchgesetzt hat. Das Verfahren im üblichen Vertragsmodell gliedert sich für Planungsbegünstigte in die drei Stufen der Abb. 1, worauf die jeweiligen Beschlüsse durch die LHM folgen. Der Zwischenerwerb bindet personelle sowie finanzielle Kapazitäten, welche nicht jede Kommune aufweisen kann, ermöglicht jedoch einen langfristigeren Zugriff auf die Flächen. Dafür erwirbt die Kommune anteilig Grundstücksflächen oder Miteigentumsanteile und vergibt diese i.d.R. im Erbbaurecht, zumeist gekoppelt an eine Konzeptvergabe, an Dritte (Stadtrat München, B. v. 28.07.2021 - VL 20-26/V 03932: 10).



Abb. 1: Verfahrensablauf Baurechtsschaffung SoBoN
Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage der Inhalte LHM 2022: 16

Den Planungsbegünstigten wird Rechts- und Planungssicherheit durch die drei Grundsätze der Gleichbehandlung, Transparenz (Einsehbarkeit der Verfahrensgrundsätze) sowie Kalkulationssicherheit (frühzeitige Kommunikation über die Höhe der Belastungen) gewährleistet (LHM 2022: 5; Stadtrat München, B. v. 28.07.2021 - VL 20-26/V 03932: 5). Außerdem wird sichergestellt, dass Planungsbegünstigten mindestens ein Drittel der Bruttobodenwertsteigerung nach Abzug der Kosten und Lasten (Nettobodenwertsteigerung) verbleibt. Für die Angemessenheitsprüfung wird der entwicklungsunbeeinflusste Anfangswert des Grundstücks dem Endwert nach Überplanung gegenübergestellt (s. Abb. 2). (Stadtrat München, B. v. 26.07.2017 - VL 14-20/09249: 21-22)

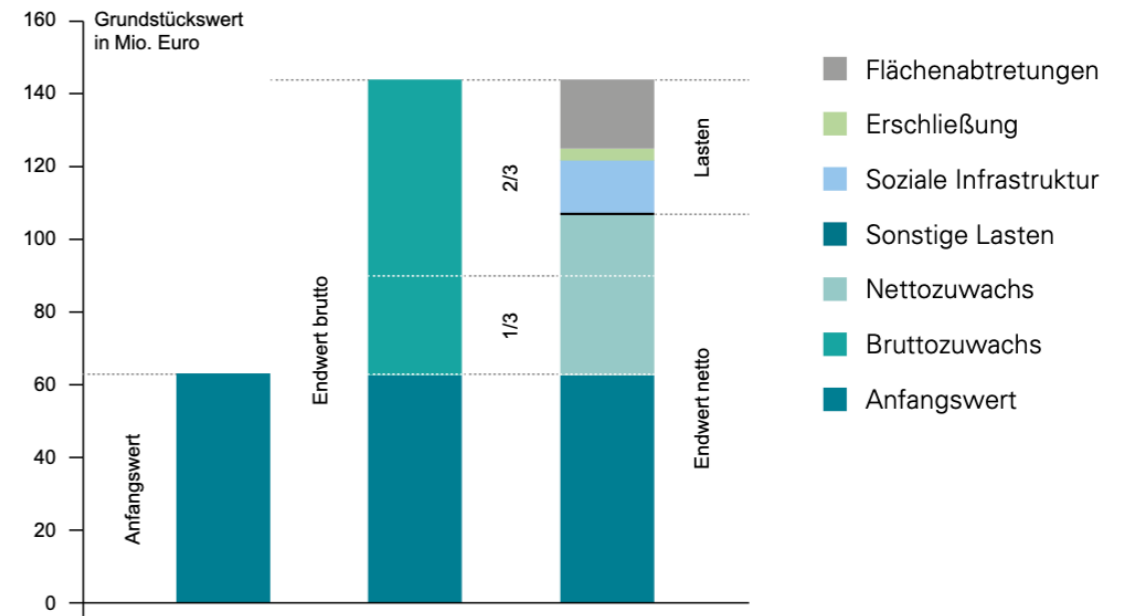


Abb. 2: Angemessenheitsberechnung SoBoN München an einem Bebauungsplanbeispiel
Quelle: LHM 2022: 17

3.2. BETRACHTETE SOBON-REGELUNGEN IN DER PLANUNGSREGION MÜNCHEN

Als räumlicher Untersuchungskontext wurde die Planungsregion München gewählt (s. Abb. 3). Die Planungsregion München ist eine von 18 Regionen innerhalb des Freistaates Bayern, die zu Zwecken der Regionalplanung abgegrenzt wurden. Sie umfasst insgesamt acht Landkreise sowie die kreisfreie Stadt München, mit insgesamt 186 Kommunen. Die Planungsregion München kann als Abgrenzung der funktionalräumlichen Zusammenhänge in der Stadtregion München herangezogen werden

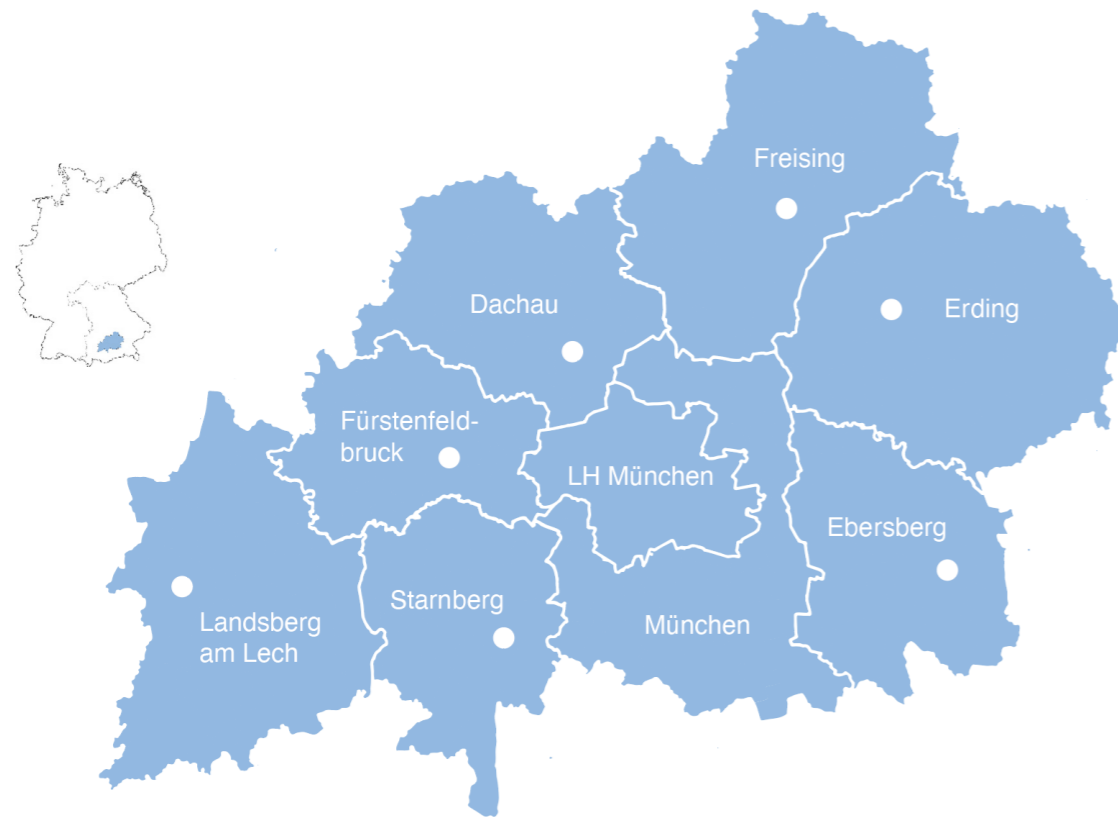
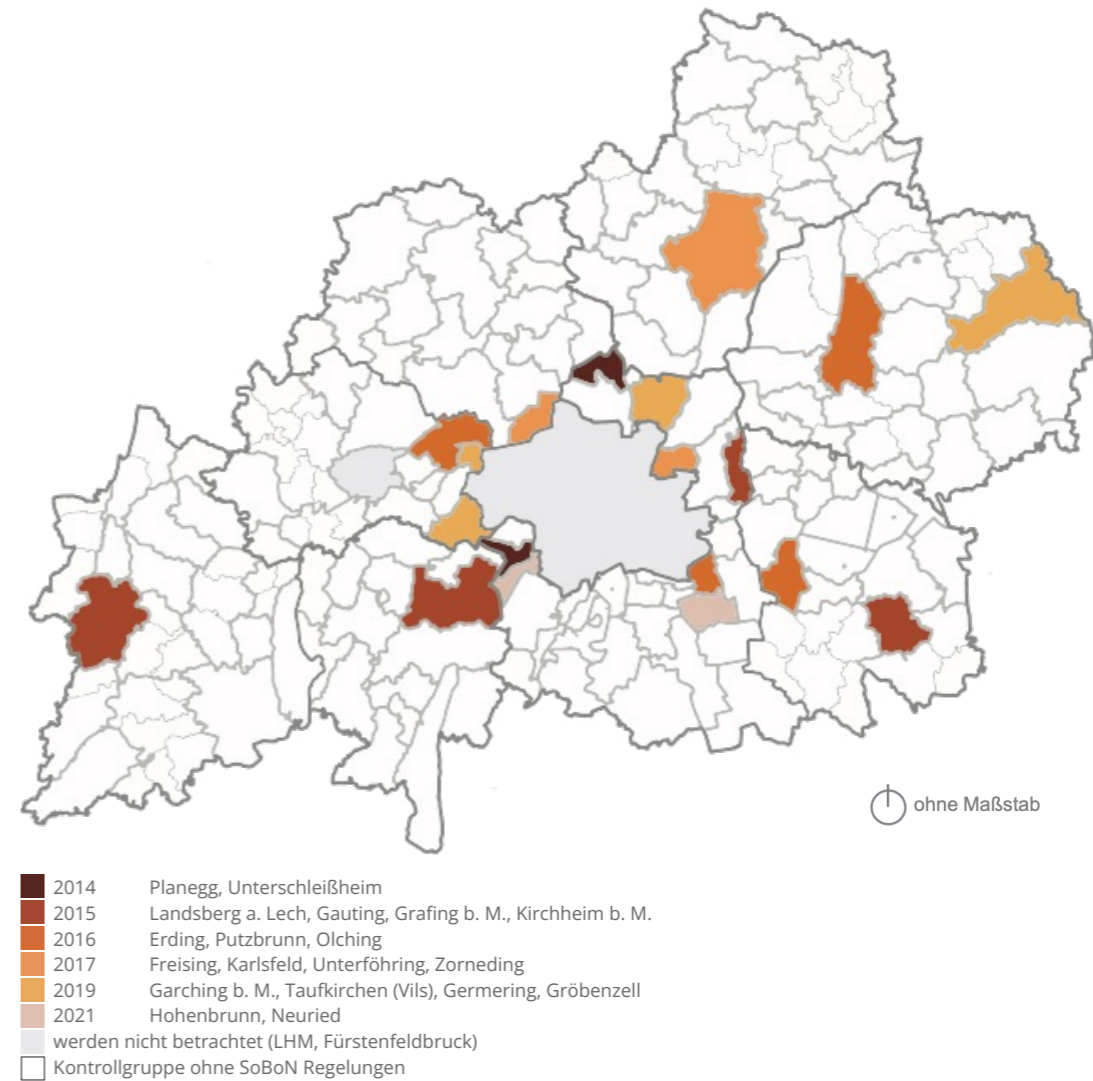


Abb. 3: Darstellung der Landkreise der Region 14
Quelle: Eigene Darstellung, Datengrundlage Bayern Atlas

Begründet wird die Auswahl des Untersuchungsraumes darin, dass sich insbesondere hier Kommunen an der SoBoN Münchens in der Ausgestaltung ihrer eigenen Planungspraxis orientiert haben (Haller und Schardt 2022). Es bestehen bereits erste lokale Analysen, wie z.B. die Betrachtung der SoBoN in Kommunen des Wirtschaftsraums München durch Simon et al. (2017) oder die Betrachtung der SoBoN-Gestaltungen im Landkreis München durch Haller und Schardt (2022). Die SoBoN Münchens besitzt insbesondere durch die frühzeitige Einführung im Jahre 1994, regelmäßige Fortschreibung sowie konsequente Anwendung eine Vorbild-Funktion und prägte maßgeblich den Praxisbegriff der SoBoN.

Alle Kommunen des Untersuchungsraumes wurden daraufhin untersucht, ob sie SoBoN-Beschlüsse getroffen haben. Dies erfolgte im Rahmen einer Internetrecherche hinsichtlich von Pressemitteilungen und Webauftritten der Kommunen, z.T. auf konkrete Anfrage bei den Kommunen. Neben der SoBoN Münchens konnten für weitere 19 Kommunen in der Planungsregion explizite, kodifizierte und durch die zuständigen kommunalen Gremien verabschiedete SoBoN-Regelungen recherchiert werden.

Abb. 4: Kommunen mit SoBoN-Regelungen in der Region 14 und Einführungszeitpunkte
Quelle: Eigene Darstellung, Datengrundlage Bayern Atlas



Die ersten SoBoN-Regelungen wurden 1994 in der LHM und Fürstenfeldbruck eingeführt. Nächste Einführungen folgten 2014 bis 2021 (s. Abb. 4). Damit die SoBoN-Regelungen in der Analyse Berücksichtigung finden, muss ein Ratsbeschluss zur SoBoN in Form eines Grundsatzbeschlusses oder einer (Planungs-) Richtlinie vorliegen, wodurch eine interne Verwaltungsbindung geschaffen wird. Dieser „unterstreich[t] den Anwendungswillen der Gemeinde und [gibt] der Verwaltung die erforderliche politische Rückendeckung“ (Adrian et al. 2021: 85-86). Zu berücksichtigen ist hierbei jedoch, dass aufgrund der fehlenden Übersicht bzw. Intransparenz zu eingeführten SoBoN-Regelungen nicht ausgeschlossen werden kann, dass weitere Kommunen ähnliche Ziele mithilfe einer Baulandstrategie verfolgen, hierzu aber keinen formellen Beschluss gefasst haben.

Die Ausformulierung der Beschlüsse richtet sich an den „örtlichen Erfordernissen und an den spezifischen Interessenkonstellationen“ (Adrian et al. 2021: 84) aus. Zur Schaffung einer Übersicht und Vergleichbarkeit, wurden die Charakteristika der SoBoN-Regelungen in der Planungsregion München systematisch herausgearbeitet.

Die Aspekte und Regelungsinhalte der SoBoN Münchens finden sich in ähnlicher Ausgestaltung auch in den betrachteten SoBoN-Regelungen der Planungsregion München wieder. Überwiegend findet die SoBoN neben der Aufstellung eines Bebauungsplanes auch bei einer Änderung eines Bebauungsplanes sowie in Umstrukturierungsfällen (Umwandlung von Konversionsflächen) Anwendung. Hinzu kommen bei etwa einem Drittel der Gemeinden Sonderfälle wie städtebauliche Satzungen nach § 34 Abs. 4 Nr. 2 BauGB sowie nach § 35 Abs. 4 Nr. 2 BauGB oder Baugenehmigung für Mehrbaurechte durch Befreiung von einem Bebauungsplan nach § 31 Abs. 2 BauGB. Bei etwa zwei Dritteln der Regelungen wird die Anwendung durch eine Bagatellgrenze von zumeist 500 m² Geschossfläche eingeschränkt.

Die SoBoN-Regelungen der untersuchten Gemeinden in der Planungsregion München stimmen in den maßgeblichen Zielen mit der SoBoN Münchens überein. Mit der SoBoN sollen Haushalte mit unteren und mittleren Einkommen mit bezahlbarem Wohnraum versorgt werden, um eine sozial ausgewogene und stabile Zusammensetzung der Bevölkerung zu schaffen. Ebenfalls relevant ist die Entlastung des Gemeindehaushalts durch die Beteiligung der Planungsbegünstigten. Zum Teil finden sich zusätzlich detaillierte Zielsetzungen hinsichtlich sozialer, ökologischer und ökonomischer Aspekte.

Überwiegend findet der städtebauliche Vertrag Anwendung, wobei die Verfahrensschritte ähnlich wie in München ausgestaltet sind, aber z.T. vereinfacht werden. Der Zwischenerwerb ist in einigen Fällen optional wählbar und bildet lediglich für drei Kommunen das Grundmodell. In diesen Fällen werden Planungsbegünstigte verpflichtet der Gemeinde zwischen 30-35% der Fläche zu veräußern.

In den Regelungen ist die weitestgehende Übernahme der entstehenden Kosten für Planung, Erschließung und ursächliche soziale Infrastruktur, Flächenabtretungen sowie ergänzend ein zu schaffender Anteil an geförderten Wohnungen enthalten. Zum Teil werden Flächenabtretungen nicht erwähnt oder die Übernahme ursächlicher sozialer Infrastruktur eingeschränkt. Hinsichtlich der Quote für den geförderten Wohnungsbau lässt sich eindeutig das Maß von 30-33% der Geschossfläche (Wohnen) als Kern der Regelungen beim Ersterlass bestimmen, darunter fallen 16 der 19 betrachteten Kommunen. Im Falle der Erhöhung der Quoten erfolgte dies zumeist ab 2021. Bei mehr als der Hälfte der Regelungen wurde keine bestimmte Aufteilung der Förderquote hinsichtlich des Fördermodells festgelegt, wodurch hier das Verhandlungsgeschick der Kommune determiniert. Die verbleibenden Regelungen legen als Mindestmaß zehn bis 15% Einkommensorientierte Förderung (EOF) fest, wobei die restliche Förderquote durch kommunale Modelle für Miet- bzw. Eigentumswohnungen ausgebildet wird. Für den Verbleib beim Planungsbegünstigten ergeben sich drei Hauptvarianten: mindestens 1/3, 40% und den Fall des Verhandlungsspielraumes.

Zu berücksichtigen ist neben der Ausgestaltung der Regelungen auch die tatsächliche Durchsetzung in der Anwendung.

4. METHODIK UND DATEN

In diesem Kapitel werden der Evaluationsansatz, die Evaluationsgegenstände sowie Indikatoren, Datenerhebungsmethode, der Untersuchungsaufbau sowie die Datenexploration und zuletzt das Hauptkomponentenverfahren erläutert.

4.1. EVALUATIONSANSATZ

Ziel des gewählten Evaluationsdesigns ist es, Wirkungen auf die SoBoN zurückzuführen (Sager et al. 2021: 66). Hierfür wurde der Ansatz der theoriegeleiteten Evaluation nach Chen und Rossi (1980) gewählt (ebd.: 66-67). „Der zentrale Gedanke [hierbei] ist der Entwurf einer Programmtheorie“ (Stockmann und Meyer 2014: 126), welche als „analytisches Raster für die empirische Arbeit“ dient (Sager et al. 2021: 120). Als Programmtheorie kann ein Wirkungsmodell genutzt werden. Dieses ermöglicht die Rekonstruktion von Wirkungszusammenhängen der Maßnahmen. Es verdeutlicht, wie die Interventionen eines Programms wirken sollen, indem die Kausalketten zwischen Interventionen, Zielen und Wirkungen ersichtlich werden. Dabei wird „gesichertes Wissen“ anhand eines „wissenschaftlich stringente[n] Design[s]“ (ebd.: 67) bereitgestellt.

Es wird das von der Stiftung Zewo entwickelte Wirkungsmodell (2013: 8) herangezogen, auf welches sich z.B. auch Sager et al. beziehen (2021). Es wird angenommen, dass monokausale Wirkungszusammenhänge zwischen direkt aufeinander folgenden Evaluationsgegenständen bestehen (Sager et al. 2021: 109-110). Die Rekonstruktion des Wirkungsmodells der SoBoN folgt Sager et al. (2021: 134-135) und wird in der Abb. 5 dargestellt.



Abb. 5: Rekonstruiertes Wirkungsmodell der SoBoN
Quelle: Angepasste Darstellung nach Zewo 2013: 3

4.2. EVALUATIONSGEGENSTÄNDE UND INDIKATOREN

In dieser Studie steht die Messung der beabsichtigten Resultate der SoBoN im Vordergrund (s. Abb. 5), weshalb die Evaluationsgegenstände Outputs, Outcomes und Impacts zum Zielgegenstand gemacht werden, welche folgend erläutert werden.

Outputs

Outputs sind „Produkte oder Dienstleistungen [...] der öffentlichen Politik“ (Sager et al. 2021: 104), in diesem Falle die geschaffenen geförderten Wohneinheiten. Outputs sind aufgrund ihrer Quantifizierbarkeit zumeist relativ zuverlässig messbar (BMVBS 2012: 34-35; Zewo 2013: 3). Dies ist eine Leistungsmessung, welche jedoch „noch keine Aussagen über die Wirksamkeit der öffentlichen Politik [erlaubt]“ (Sager et al. 2021: 105). Somit kann nicht überprüft werden, ob die veranschlagten Zielzahlen zur Wohnraumschaffung die angestrebte Wirkung für die Zielgruppe erzeugen, weshalb auch der Outcome und Impact bemessen werden.

Das Ziel geförderten Wohnraum zu schaffen, kann nach etwa vier Jahren gemessen werden (s. Tab. 1). Dem geht der Prozess der Baurechtsschaffung, -genehmigung und -fertigstellung voraus. Als Indikator wird aufgrund der eingeschränkten Datenverfügbarkeit die Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW verwendet. Pauschalisiert basieren die Baugenehmigungen hälftig auf der Baurechtsschaffung und hälftig der Entwicklung im Innenbereich (Reiß-Schmidt 2018: 120). Aufgrund der Bindungswirkung der SoBoN wird davon ausgegangen, dass unter den Fertigstellungen auch bezahlbare Wohnungen sind. Nachteil des Indikators ist die unzureichende Bewertbarkeit der tatsächlichen Anwendung der SoBoN.

Outcomes

Outcomes beschreiben die Wirkungen der Maßnahme, welche kurz- oder mittelfristig bei der Zielgruppe ausgelöst werden (BMVBS 2012: 62; Sager et al. 2021: 106-107, 134). Outcomes werden „direkt durch die öffentliche Politik verursacht, wobei die Leistungen der Umsetzungsakteur*innen die dafür notwendigen Impulse liefern“ (Sager et al. 2021: 107). Durch das Outcome kann der Erfolg einer Maßnahme gemessen werden, weshalb diesem in der Evaluation eine wichtige Rolle beigemessen wird (ebd.: 109).

Die Zielformulierung der SoBoN für die Outcome-Ebene ist die Versorgung der Haushalte mit unterem und mittlerem Einkommen mit bezahlbarem Wohnraum. Dies kann etwa ein Jahr nach dem Output gemessen werden, da anzunehmen ist, dass in diesem Zeitraum die Vergabe der Wohnungen erfolgt ist. Unter Idealbedingungen würde die Zielerreichung anhand der Mietbelastungsquote gemessen werden. Diese Daten liegen jedoch nicht vor. Allerdings erfolgt eine Neuvermietung geförderter Einheiten grundsätzlich unter dem Niveau des Mietspiegels bzw. der ortsüblichen Vergleichsmiete, sodass eine bessere Versorgung der anspruchsberechtigten Haushalte mit bezahlbarem Wohnraum entsteht. Problematisch ist, dass die Anzahl der verfügbaren geförderten Wohnungen zumeist unter der Anzahl der berechtigten Haushalte liegt, sodass sich anspruchsberechtigte Gruppen auch auf dem freien Markt mit Wohnraum versorgen müssen. Deshalb wird die Mietpreisentwicklung im freien Marktsegment betrachtet.

Impacts

Mit dem Begriff Impact sind „Wirkungen im Umfeld der Zielgruppe, auf der Ebene der Gesellschaft oder betreffend den Zustand der Umwelt gemeint“ (Zewo 2013: 3), die über die Wirkungen bei den Zielgruppen hinausgehen (Sager et al. 2021: 109; Zewo 2013: 3). Er beschreibt also die erwünschte „gesamtheitliche Veränderung, die eine Maßnahme in der Gesellschaft verursacht hat“ (Sager et al. 2021: 109), welche in diesem Falle die Schaffung einer sozial ausgewogenen und stabilen Zusammensetzung der Bevölkerung ist. Das Ziel einer sozial ausgewogenen und stabilen Zusammensetzung der Bevölkerung kann unter einer optimistischen Betrachtung nach fünf bis sieben Jahren gemessen werden. Grundsätzlich ist der Impact jedoch aussagekräftiger nach einem längeren Zeitraum. Bodenpolitik ist eine „langfristige Aufgabe, die Kontinuität, Verlässlichkeit und eine Legislaturperioden-übergreifende Stabilität mit einer Perspektive von mindestens zehn bis 15 Jahren erfordert“ (Adrian et al. 2021: 104). Insofern werden besonders lange Datenreihen zur Messbarkeit des Effekts notwendig, welche derzeit nicht vorliegen. Für die Messung der Zielerreichung anhand des DiD-Modells können zum derzeitigen Zeitpunkt keine belastbaren Aussagen getroffen werden. Erste Messversuche erzeugten nur unzureichende Ergebnisse. Die Messung sollte daher zu einem späteren Zeitpunkt erneut durchgeführt werden.

Tab. 1: Ziele und Messbarkeit der Outputs und Outcomes der SoBoN in der Region 14
Quelle: Eigene Darstellung

Zeitliche Ebene	Output	Outcome
Ziele	Schaffung von gefördertem und preisgedämpftem Wohnraum	Zielgruppe wird mit bezahlbarem Wohnraum versorgt
Messbarkeit, zeitlich	ca. 4 Jahre	ca. 5 Jahre
Indikator, Idealbedingungen Datenverfügbarkeit	Anzahl der geschaffenen geförderten und preisgedämpften Wohneinheiten	Mietbelastungsquote der Haushalte mit unterem und niedrigem Einkommen
Indikator, tatsächliche Datenverfügbarkeit	Anzahl Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW	Angebotsmieten für Wohnungen in €/ m ²

Die Messung des Outputs und Outcomes der SoBoN hingegen, ist zu diesem Zeitpunkt bei einer Datenverfügbarkeit bis 2020 bzw. 2021 unter der Anwendung eines DiD-Modells nahezu erstmalig möglich. Grund dafür ist der lange Zeithorizont, den die SoBoN zur Wirkungsentfaltung benötigt. Problematisch ist, dass grundsätzlich keine Soll-Werte öffentlich formuliert wurden, sodass eine Zielerreichung nicht quantifiziert werden kann. Grundsätzlich ist hier auch zu erwähnen, dass anhand des DiD-Modells lediglich Auswirkungen auf kommunaler Ebene gemessen werden, ein Ziel der SoBoN aber besonders die Schaffung einer kleinräumigen Mischung auf der Quartiers- bis Gebäudeebene ist.

Zusammenfassend ergeben sich für die weitere Untersuchung folgende Fragestellungen:

- I. Welchen Einfluss nimmt die SoBoN im Zeitverlauf auf die Baufertigstellungen ein?
- II. Welchen Einfluss nimmt die SoBoN im Zeitverlauf auf die Angebotsmieten im freien Marktsegment ein?

4.3. DATENERHEBUNGSMETHODE DIFFERENCE-IN-DIFFERENCES

Zur Messung der Veränderung durch eine Maßnahme (wie z.B. der SoBoN) werden als Basismodelle empirischer Tests Quervergleiche, Vorher-Nachher- und Soll-Ist-Vergleiche herangezogen. Eine Kombination dieser drei Vergleichsebenen ermöglicht methodisch fundiertere und differenziertere Ergebnisse sowie eine kausale Wirkungszuschreibung (Sager et al. 2021: 168, 170). Da bei der Messung der Wirkung von SoBoN-Regelungen geeignete Vergleichsgruppen fehlen, erfolgt eine Konstruktion anhand eines Difference-in-Differences (DiD)-Modells.

Das DiD-Modell ist eine ökonometrische Methode zur Evaluation kausaler Effekte einer Behandlung (Kugler et al. 2014). Unter einer Behandlung („Treatment“) kann z.B. ein Medikament in einer medizinischen Studie oder eine politische Intervention in den räumlichen Wissenschaften verstanden werden. „Difference-in-Differences (DiD) hat sich zu einem der populärsten Forschungsdesigns entwickelt, um die kausalen Auswirkungen politischer Interventionen zu bewerten“ (Callaway und Sant’Anna 2020: 2, eigene Übersetzung). Damit der Effekt der Behandlung korrekt geschätzt wird, muss angenommen werden, dass sich die Behandlungsgruppe (Zielgruppe) und Kontrollgruppe (Vergleichsgruppe) ansonsten parallel entwickeln. Das heißt sie besitzen gleiche gruppenspezifische Trends der interessierenden Ergebnisgröße, wenn die Behandlungsgruppe keiner Behandlung unterzogen wird. Dies stellt die Entwicklung der Linie K-K' und gestrichelten Linie B-P dar. Die Differenz zwischen K und B sowie K' und P ist also gleich (s. Abb. 6). Die Einführung der Behandlung, hier SoBoN, führt zur Entwicklung der Linie B-B'. Nun wird die Veränderung der Differenz zwischen der Behandlungs- und Kontrollgruppe am Anfang und Ende des Betrachtungszeitraumes erfasst. Diese Veränderung der Differenz im Betrachtungszeitraum, wird als kausaler Effekt der SoBoN interpretiert (B'-P). Der kausale Effekt (E) der SoBoN ist somit die Differenz von den Differenzen K und B sowie K' und B'. Zur Berechnung der Differenzen werden die gruppenspezifischen Mittelwerte genutzt. Durch den Vergleich von Behandlungs- und Kontrollgruppe über die Zeit, sollen mögliche Verzerrungen durch externe Faktoren ausgeklammert werden. (Kugler et al. 2014: 28-30)

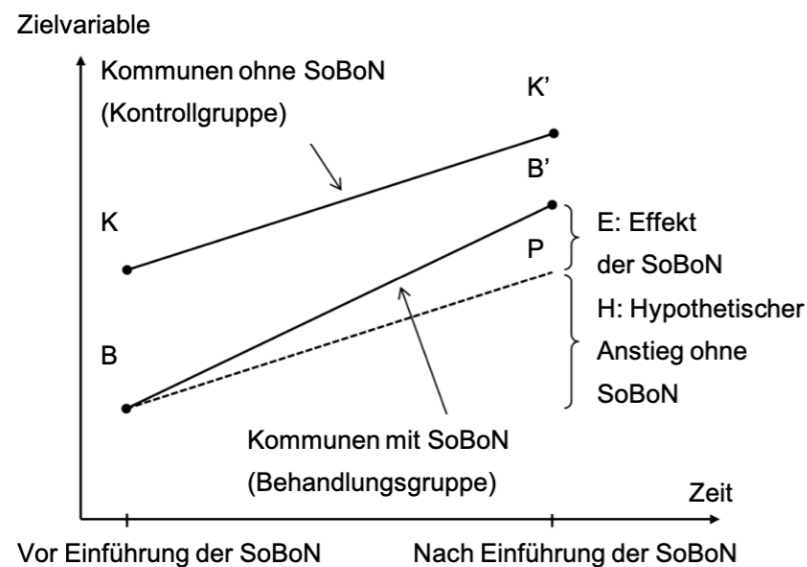


Abb. 6: Differenz-in-Differenzen Ansatz
Quelle: Kugler et al. 2014: 29, Beschriftung ergänzt

In dieser Studie stellen die Behandlungsgruppe Kommunen mit SoBoN-Regelung dar und die Kontrollgruppe Kommunen ohne SoBoN-Regelung. Zur Anwendung in dieser Studie wird ein komplexeres Modell notwendig, da sie SoBoN-Regelungen zu verschiedenen Zeitpunkten eingeführt wurden und gemessen werden soll, wie sich die Wirkung der SoBoN im Zeitverlauf entwickelt. Eine entsprechende Erweiterung des klassischen Modells stellen Callaway und Sant’Anna in ihrem Paper „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods“ aus dem Jahr 2020 vor. Das DiD-Modell von Callaway und Sant’Anna stellt eine neuartige Entwicklung im Bereich der Regressionsmodelle dar. Klassischerweise wurden bei multiplen Behandlungszeiträumen Two-Way-Fixed-Effects (TWFE, dt. Zwei-Wege-Regressionen mit festen Effekten) genutzt. Allerdings weisen einige aktuelle Arbeiten auf bedeutsame Nachteile bei der Nutzung der TWFE-Schätzverfahren hin (nach Huntington-Klein: Borusyak und Jaravel (2018), Goodman-Bacon (2021), de Chaisemartin und D’Haultfoeuille (2020), Sun und Abraham (2021)), weshalb die Nutzung von TWFE bei multiplen Behandlungszeitpunkten problematisch ist (Huntington-Klein 2021: Kap. 18.3.1).

Zwei Aspekte der TWFE führen dazu, dass die Schätzung der Wirkung nicht robust ist:

- I. Heterogene Behandlungseffekte und die Veränderung eines Behandlungseffektes im Zeitverlauf können nicht abgebildet werden.
- II. Eine Einführung der Behandlung zu verschiedenen Zeitpunkten bzw. eine zeitlich gestaffelte Einführung ist nicht möglich.

Die Verzerrungen lassen sich auf die Nutzung der Vergleichsgruppen zurückführen. Bei zwei Zeiträumen dienen Einheiten, deren „Behandlungsstatus sich im Laufe der Zeit nicht ändert, als Vergleichsgruppe für Einheiten, deren Behandlungsstatus sich im Laufe der Zeit ändert“ (Callaway und Sant’Anna 2022b). Wenn nun weitere Zeiträume eingeführt werden und es eine Variation im Behandlungszeitpunkt gibt, führt das dazu, dass neu behandelte Einheiten mit bereits behandelten Einheiten verglichen werden, was die Ergebnisse verzerrt. (Callaway und Sant’Anna 2020: 26; Callaway und Sant’Anna 2022b)

Der DiD-Schätzer von Callaway und Sant’Anna weist keinen dieser Nachteile auf. Hier werden nur die „gewünschten“ Vergleiche angestellt (Callaway und Sant’Anna 2022b). Callaway und Sant’Anna schätzen in einem ersten Schritt individuelle gruppenzeitliche Behandlungseffekte. Damit trennen sie die Zeiträume, in denen die Effekte auftreten, sodass es keine Überschneidungen der „einzelnen“ Effekte gibt. In einem zweiten Schritt werden diese zu einem allgemeinen Behandlungseffekt aggregiert. Callaway und Sant’Anna argumentieren, dass die Verwendung mehrerer Zeitpunkte die Unsicherheiten in der Schätzung reduziert und für robuste Ergebnisse sorgt. Durch eine zeitliche „Normierung“ der Effekte auf einen gemeinsamen Nullpunkt kann die Plausibilität von Trends geprüft werden und außerdem die Veränderung des Behandlungseffektes im Zeitverlauf betrachtet werden. Ein weiterer Vorteil ist, dass es die Schätzung der Behandlungswirkungen ermöglicht, auch wenn die Behandlung nicht vollständig randomisiert wurde (Huntington-Klein 2021: Kap. 18.3.1).

Annahmen

Für die Anwendung des DiD-Modells müssen folgende Annahmen erfüllt werden (Callaway und Sant'Anna 2020: 5-9). Auf die Erfüllung der Annahmen in dieser Studie wird im Kap. 5.4 eingegangen.

1. **Irreversible Behandlung**
Nach der Einführung einer Behandlung darf diese während des Beobachtungszeitraumes nicht wieder abgesetzt werden.
2. **Zufallsstichprobe**
Voraussetzung ist, dass sich die Stichproben in einem Paneldatensatz abbilden lassen. Die Einheiten werden zufällig aus einer großen Grundgesamtheit gezogen, alle potentiellen Ergebnisse werden als zufällig betrachtet.
3. **Unabhängigkeit der Intervention**
Die Behandlung darf nur die behandelte Gruppe selbst und keine andere Gruppe beeinflussen. Dies wird auch Stable Unit Treatment Value Assumption (SUTVA) genannt.
4. **Parallele Trends**
Das DiD Modell unterliegt der Annahme, dass „gruppenspezifisch[e] Trends der interessierenden Ergebnisgröße ohne die Maßnahme identisch gewesen wären“ (Kugler et al. 2014: 29). Die betrachteten Gruppen müssen im Vor-Behandlungs-Zeitraum nicht identisch sein, allerdings muss der Unterschied ohne die Maßnahme über die Zeit gleich bzw. konstant bleiben.
5. **Überschneidung**
Die Behandlungs- und die Vergleichsgruppe müssen Einheiten (Kovariablen) mit demselben ungefähren „Propensity Score“ haben. Dies ist die geschätzte Wahrscheinlichkeit, mit der die Einheiten der Behandlungs- bzw. Vergleichsgruppe zugeordnet werden. Sofern Beobachtungen in jeder Gruppe einen ähnlichen Propensity Score aufweisen, können diese miteinander verglichen werden, ohne dass Verzerrungen aufgrund unterschiedlicher Merkmale auftreten.

4.4. UNTERSUCHUNGS-AUFBAU UND DATENEXPLORATION

Da die Datenreihen zumeist für die vergangenen elf Jahre zur Verfügung stehen, wurde der Betrachtungszeitraum zwischen 2011 und 2021 gewählt. So wird die Betrachtung des für das Modell notwendigen Vor-Behandlungszeitraumes vor der Einführung 2014 ermöglicht. Im Modell finden die SoBoN-Regelungen der Städte München und Fürstentum Fürstentum keine Berücksichtigung, da die Vor-Behandlungszeiträume (Einführung vor 2011) aufgrund der unzureichenden Datenlage nicht dargestellt werden können. Es ergibt sich eine Betrachtung von insgesamt 184 Kommunen mit einer Stichprobe von 19 Kommunen (SoBoN-Regelung) und einer Kontrollgruppe von 165 Kommunen (keine SoBoN-Regelung).

Der Datenkorpus bildet 120 Faktoren für 184 Kommunen für einen Zeitraum von 11 Jahren ab, um die Rahmenbedingungen und Entwicklung einer Kommune zu beschreiben. Die Zusammenstellung der Daten ist über <https://doi.org/10.5281/zenodo.7698935> zugänglich. Grundsätzlich gliedern sich die Daten in folgende Themenfelder:

- SoBoN-Einführung und Novellierung (2 Faktoren)
- Flächenangaben der Kommunen und Landkreiszugehörigkeit (5 Faktoren: z.B. Flächennutzungsintensität und Größe)
- Bevölkerung (37 Faktoren: z.B. Einwohnerzahl und Wanderungsbewegungen)
- Wohnungsmarkt (48 Faktoren: z.B. Bestand, Genehmigungen, Fertigstellungen und Preise)
- Arbeitsmarkt (21 Faktoren: z.B. Arbeitslosenquote und Arbeitsplatzdichte)
- Haushalt der Kommunen (6 Faktoren: z.B. Schulden und Steuereinnahmen)
- Mobilität (1 Faktor: Pkw-Dichte).

Die verwendeten Daten entstammen dem Bayerischen Landesamt für Statistik (2022) und sind öffentlich zugänglich. Ausnahme bilden die Daten zu Preisen. Die Daten des Bayerischen Landesamtes für Statistik werden zumeist durchgängig abgebildet. Ausnahme bilden die Verkaufspreise und Veräußerungsfälle für Bauland und baureifes Land, die Beschäftigungen nach Sektoren und Schulden der Gemeinde, weshalb diese beim Propensity Score Matching unberücksichtigt blieben. Außerdem ist darauf hinzuweisen, dass die Daten teilweise auf einer Fortschreibung wie z.B. der Bevölkerung bestehen und nicht tatsächlichen Daten, weshalb an dieser Stelle teilweise Korrekturen, z.B. in Form von Bereinigungen, in den Datenreihen durch das Landesamt vorgenommen wurden. Die Daten zu Preisen für Wohnungen, Häuser und Büroflächen sind nur bis 2020 zugänglich. Soweit möglich, fand eine Normierung der Daten (z.B. je 1.000 EW) statt, sodass eine Vergleichbarkeit hergestellt wird.

4.5. HAUPTKOMPONENTENVERFAHREN

Im Propensity Score Matching des DiD-Modells sollen maßgebliche Kovariablen zur genaueren Erklärung der Wirkung angegeben werden, da eine Vernachlässigung zu Verzerrungen führen kann. Damit ist die Annahme bedingter paralleler Trends zumeist plausibler als die Annahme unbedingter paralleler Trends (Callaway und Sant'Anna 2020: 8). Hierfür wurde eine Reduktion der Kovariablen in zwei Schritten notwendig, da im Matching des DiD-Modells keine geeigneten Kontrollgruppen aufgrund zu vieler, tlw. kollinear Parameter identifiziert werden konnten.

In einem ersten Schritt wurde eine argumentativ begründete Vorauswahl der Kovariablen getroffen. Diese beruht auf Beschreibungen des Wohnungsmarktes sowie der kommunalen Entwicklung durch die LHM (LHM 2020b; LHM 2022b; LHM 2022c), Privatwirtschaft und (BNP 2021; Rees und Lutz-Hermann 2021; bulwiengesa AG 2022) wissenschaftliche Studien (Rink und Egner 2020; Haller und Schardt 2022). Als wichtige beeinflussende Parameter wurden außerdem die Einführung der SoBoN und die Zeit aufgenommen:

- (1) Jahr, (2) SoBoN-Einführung, (3) Wohnungsbestand je 1.000 EW, (4) Baugenehmigungen Wohnungen je 1.000 EW, (5) Bevölkerungszahl, (6) Durchschnittsalter der Bevölkerung, (7) Wohnflächenverbrauch pro Person, (8) Wanderungssaldo über die Gemeindegrenzen je 1.000 EW, (9) natürliche Bevölkerungsentwicklung je 1.000 EW, (10) Anteil der Haushalte mit niedrigem Einkommen, (11) Arbeitslosenquote, (12) Arbeitsplatzzentralität, (13) Flächennutzungsintensität.

Der zweite Reduktionsschritt erfolgte anhand eines Hauptkomponentenverfahrens (engl. Principal Component Analysis, PCA) mithilfe von RStudio (RStudio Team 2022). Mit der PCA können Trends und Muster in komplexen und hochdimensionalen Daten erkannt werden. Sie ist ein in der Statistik häufig genutztes und standardisiertes Verfahren, das bei der „Reduktion der Merkmalsdimensionen“ (Zheng und Casari 2019: 99) und der Analyse multivariater Daten hilft. Grundannahme ist, dass Variablen ähnliches messen und somit eine Korrelation besteht, weshalb bei der PCA nach „linearen Korrelationsmustern zwischen Merkmalen“ (ebd.: 111) gesucht wird. Durch die PCA können also viele Variablen in wenige Hauptkomponenten zusammengefasst werden. Ziel dabei ist es, die Varianz der projizierten Daten zu maximieren. So kann ein großer Teil der Varianz durch wenige Hauptkomponenten beschrieben werden. (Zheng und Casari 2019: 99, 102, 113). Bei der PCA beschreibt die Kommunalität wie gut die Informationen einer Variable in der Hauptkomponente wiedergegeben werden, die Kommunalität von 1 bildet das Optimum und wird unter Einbezug aller Hauptkomponenten erhalten. Eine Möglichkeit zur Auswahl der Hauptkomponenten richtet sich nach der „intrinsischen Dimension“ (Zheng und Casari 2019: 110), wobei die größten Singulärwerte des Spektrums verwendet werden.

5. ERGEBNISSE

Diese Kapitel gliedert sich in die Erläuterung der Ergebnisse der PCA, die Analyse der Abhängigkeitsstruktur in den Daten, die Erläuterung der Ausgestaltung des Modells, die Validierung des Modells sowie die Darstellung der Ergebnisse des DiD-Modells.

5.1. HAUPTKOMPONENTENVERFAHREN

Zur Auswahl der Kovariablen für das DiD-Modell wurde das Hauptkomponentenverfahren durchgeführt. Anhand der Abb. 7 wird deutlich, dass die ersten drei Hauptkomponenten (PC1 - PC3) bereits einen großen Teil der Varianz (ca. 0,575) erklären und danach eine Lücke zwischen PC3 (ca. 0,134) und PC4 (ca. 0,080) entsteht. Um eine möglichst große Abdeckung der Varianz zu erhalten, sollen in der Durchführung des DiD-Modells zumindest die maßgeblichen Einflussgrößen der PC1 bis PC3 enthalten sein, jedoch die Möglichkeit der Berücksichtigung weiterer Hauptkomponenten geprüft werden.

Abb. 7: Ergebnisse des Hauptkomponentenverfahrens in RStudio
Quelle: Bildschirmfoto aus RStudio, Datengrundlage Bayerisches Landesamt für Statistik

	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7
Jahr	-3.881778e-02	0.53820447	-0.30018845	0.02917717	-0.09357686	0.13816786	-0.122628936
first_treat	-3.081683e-01	-0.13487992	-0.23095811	0.03287110	-0.15554364	0.15938311	0.383073764
BWhgje1000	-4.269842e-01	0.09185755	0.07129804	-0.22171945	0.25609583	-0.26981227	-0.161604739
GWhgje1000	5.824387e-02	0.04586304	-0.14055633	-0.80550603	0.45528396	-0.16827504	0.235304816
EW	-4.280065e-01	-0.13279577	-0.22343006	0.03157832	-0.09312886	-0.08436365	0.004958617
DurchschnittsalterBev	-3.095638e-01	0.34369619	0.37036670	0.02904816	-0.13717180	0.03315019	0.039964378
WflVerbrauch	1.551351e-01	0.35314624	0.44446593	-0.20223485	0.20823909	-0.14965665	-0.003486967
Wanderungssaldoje1000	2.939220e-02	-0.34275764	0.21232682	-0.30577463	-0.17194768	0.43655843	-0.651581544
NatuerlicheEWentwicklungje1000	1.913873e-01	-0.11655954	-0.46233842	-0.11011051	0.31482776	-0.48706058	-0.320254414
NiedrigesEK	1.202054e-05	-0.53353175	0.30755358	0.03714493	0.01730278	-0.20366598	0.296564380
Arbeitslosenquote	-3.929068e-01	-0.04752396	0.23894582	-0.10312688	0.14113002	-0.30903195	-0.100208427
Arbeitsplatzzentralitaet	-2.445144e-01	-0.04548398	-0.15823612	-0.32707038	0.61967130	0.50394265	0.170300285
Flaechennutzungsintensitaet	4.038260e-01	0.03279776	0.10724193	-0.18087675	0.30072625	0.07090979	0.317777507
	PC8	PC9	PC10	PC11	PC12	PC13	
Jahr	0.02200004	-0.453513382	-0.02203017	-0.13744701	-0.207439525	0.553546126	
first_treat	0.73571399	0.019838548	0.28600155	0.05582274	-0.094923352	-0.021979504	
BWhgje1000	0.11864368	0.203460898	-0.33515145	-0.14187952	-0.624067254	-0.114520932	
GWhgje1000	-0.17057815	0.052884917	0.04292187	-0.02009571	0.028282663	0.000315621	
EW	0.01797139	-0.180901830	-0.64744866	0.26162203	0.458006878	0.044588796	
DurchschnittsalterBev	0.07276097	-0.027405545	0.03128480	-0.64840003	0.389014899	-0.218487025	
WflVerbrauch	0.38714915	0.250277037	-0.05509460	0.36590205	0.254222150	0.364592197	
Wanderungssaldoje1000	0.26291897	-0.155570529	-0.04180351	-0.04739963	-0.001667076	0.032235217	
NatuerlicheEWentwicklungje1000	0.26023101	0.000931598	0.15559016	-0.32265926	0.297937632	0.013821749	
NiedrigesEK	-0.03936487	-0.127982777	-0.08339890	-0.34410724	-0.071624554	0.584141120	
Arbeitslosenquote	-0.14293867	-0.532272486	0.48634245	0.31802654	0.025565284	-0.090035646	
Arbeitsplatzzentralitaet	-0.22960715	0.126846464	0.11858376	-0.07431099	0.176163796	0.140534518	
Flaechennutzungsintensitaet	0.21913246	-0.560033114	-0.31119574	-0.05724506	-0.079873684	-0.356411092	
<code>> biplot(results, scale = 0)</code>							
<code>> plot(results)</code>							
<code>> results\$sdev^2 / sum(results\$sdev^2)</code>							
[1] 0.26633396 0.17482828 0.13410448 0.08043265 0.06874950 0.06416151 0.05645298 0.05014267 0.03272371 0.02786143							
[11] 0.01833577 0.01515299 0.01072006							

Für die PC1 nehmen der Wohnungsbestand je 1.000 EW und die Bevölkerung den größten Anteil ein. In PC2 sind das Jahr und der Anteil der Haushalte mit niedrigem Einkommen ausschlaggebend. Da das Jahr zur Erklärung der Zusammenhänge im Zeitverlauf einbezogen wurde, aber nicht als Kovariable genutzt werden kann, entfällt diese Variable bei der Auswahl. In der PC3 erklären der Wohnflächenverbrauch pro Person und die natürliche Bevölkerungsentwicklung je 1.000 EW die größte Varianz. Außerdem kann beobachtet werden, dass die Einführung der SoBoN (first_treat) in PC8 den größten Anteil der Varianz erklärt und somit bereits eine Relevanz der SoBoN festgestellt werden kann.

5.2. ABHÄNGIGKEITSSTRUKTUREN IN DEN DATEN

Im Folgenden sollen Abhängigkeitsstrukturen in den Daten identifiziert werden, weshalb hier insbesondere die Stichprobe näher betrachtet wird (Zuur und Ieno 2016: 637-639).

Es wird zwar ein quasi-natürliches Experiment durchgeführt, wo mit ex-post Observationsdaten ein „experimentelles Design nachgeahmt“ (Kugler et al. 2014: 6-7) wird, dennoch unterscheiden sich die Kommunen, die eine SoBoN eingeführt haben, nicht grundlegend von der Kontrollgruppe. Die betrachteten Kommunen liegen alle in derselben geografischen Region im Umland Münchens. Bei der Betrachtung der Faktoren, die als Beweggrund zur Einführung der SoBoN genannt wurden, wird deutlich, dass zwar gewisse Abweichungen bestehen, jedoch keine gänzlich verschiedene Ausgangslage zu beobachten ist. Auffälliger als die Abweichungen zwischen den SoBoN-Kommunen und der Kontrollgruppe sind die Unterschiede innerhalb der betrachteten Gruppen. Da die Stichprobe in diesem Kontext nicht zufällig gewählt werden kann, wird die Methode des Propensity Score Matchings (PSM) herangezogen, um Stichprobenverzerrungen zu vermeiden. Diese können auftreten, wenn Gruppen die miteinander verglichen werden sollen, unterschiedliche Merkmale aufweisen. Der Propensity Score ist eine Schätzung der Wahrscheinlichkeit, dass eine bestimmte Beobachtung in einer bestimmten Gruppe (treated/untreated) verortet wird. Beobachtungen mit einem ähnlichen Propensity Score können miteinander verglichen werden, ohne dass Verzerrungen auftreten: „[O]bservations are similar if they were equally likely to be treated“ (Huntington-Klein 2021: Kap. 14). Durch den Einbezug der ausgewählten Kovariablen beim PSM kann die Ausgangslage einer Kommune, welche die Einführung einer SoBoN begünstigt hat, berücksichtigt werden. Wie z.B. die Angebotssituation von Wohnraum (Wohnungsbestand je 1.000 EW, genehmigte Wohnungen je 1.000 EW).

Zwei Muster lassen sich räumlich anhand der eingeführten SoBoN-Regelungen erkennen. Es lässt sich beobachten, dass die Kommunen mit SoBoN-Regelung sich räumlich überwiegend in direkter Nähe zur LHM befinden. Sofern dies nicht der Fall ist, handelt es sich überwiegend um kreisgebende Städte (z.B. Landsberg am Lech, Freising und Erding). Weitere determinierende Faktoren können im Studiendesign nicht ausgeschlossen werden. Z.B. könnte die Einführung einer SoBoN in den nordöstlichen Kommunen ebenfalls mit der Flughafennähe begründet werden. Auffällig ist außerdem, dass nachdem einige Kommunen eine SoBoN-Regelung eingeführt hatten, direkt angrenzende Nachbargemeinden mit einer SoBoN Einführung gefolgt sind.

Innerhalb der Region 14 besteht ein gewisser Austausch und eine Vernetzung zwischen Politiker*innen, Bürgermeister*innen und Verwaltungsmitarbeiter*innen, z.B. durch gemeinsame Formate wie Städte- oder Gemeindetage. Die Beobachtungen v.a. hinsichtlich der unterschiedlichen Ausgangslagen innerhalb der SoBoN-Kommunen sprechen dafür, dass die Einführung der SoBoN insbesondere auf exogene Faktoren zurückzuführen ist und unterstützt die These, dass die Einführung von SoBoN-Regelungen v.a. durch einen politischen Impuls durch engagierte und vernetzte Politiker*innen erfolgt. Nach Adrian et al. (2021: 20) kann der Impuls zur Einführung einer SoBoN aus der Stadtgesellschaft, Politik und Verwaltung gesetzt werden.

Zu berücksichtigen ist außerdem, dass das „treatment“ (die SoBoN) nicht zu vereinheitlichen ist, da die SoBoN in allen Kommunen situationsabhängig ausformuliert wird. An dieser Stelle wurde eine Abstufung der SoBoN-Regelungen anhand der Regulierungsintensitäten angestrebt, um eine Gruppierung in zwei bis drei Gruppen für separate DiD-Schätzungen zu ermöglichen. Allerdings wurde hier an die Grenzen der Machbarkeit gestoßen. Welche Gewichtung an der Gesamtbewertung soll verschiedenen Faktoren, wie z.B. dem Anteil geförderter Wohnungen oder dem Anwendungsbereich zugemessen werden?

Darüber hinaus führen unterschiedliche Marktverhältnisse in den Kommunen dazu, dass selbst gleichartige Regelungen nicht gleichartig zu gewichten sind. Pehlke und Siedentop (2021) greifen hier auf argumentative Schätzwerte zurück. Diese Einflüsse sind in dem Rahmen dieser Studie nicht bestimmbar und bringen Unsicherheit sowie Ungenauigkeit mit sich, weshalb von einer Wertung der SoBoN nach ihrer Regulierungsintensität im Rahmen dieser Studie abgesehen wurde. Mit dieser Studie soll also vielmehr die Regelungs-Systematik analysiert werden.

Ein weiterer Aspekt, der hinsichtlich der Abhängigkeitsstrukturen in den Daten berücksichtigt werden sollte, sind die unbeobachteten Variablen. Vorteil dieses Studiendesigns ist, dass die gewählte Region einen kleinen Raum darstellt, bei welchem davon auszugehen ist, dass er von globalen Effekten gleichermaßen betroffen ist. So kann die Annahme getroffen werden, dass bspw. externe Effekte wie Immobilienzyklen sich ähnlich auf alle Beobachtungseinheiten auswirken. Allerdings bestehen dennoch weitere raumspezifische Einflüsse, über welche nicht abschließend für alle Kommunen entsprechende Daten vorhanden sind. Z.B. kann die Entstehung eines riesigen Gewerbegebietes in einer Kommune aufgrund seiner räumlichen Wirkung zu Verzerrungen führen.

5.3. ERLÄUTERUNG UND ANPASSUNG DES MODELLS

Mit dem von Callaway und Sant'Anna veröffentlichten Paper „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods“ (2020) geht ebenfalls die Veröffentlichung des Paketes „did: Difference in Differences“ für die Software R einher (2021). Das Paket wurde in der Software RStudio (RStudio Team 2022) angewandt.

Die Ausführung des Modells erfolgt in zwei Schritten. Zuerst werden individuelle gruppenzeitliche Behandlungseffekte gemessen („Group-Time Average Treatment Effect“, ATT(g,t) (Callaway und Sant'Anna 2020: 7), die in einem zweiten Schritt aggregiert werden („Summarizing Group-Time Average Treatment Effects“, ATT (Callaway und Sant'Anna 2020: 13)). Dies schlägt sich in den zwei Funktionsaufrufen „att_gt“ und „agg_gte“ des did Paketes nieder. Die Ausführung der zwei Funktionsaufrufe erfolgt jeweils separat für die Zielvariablen „Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW“ sowie „Angebotsmieten für Wohnungen pro m²“.

Im Funktionsaufruf „att_gt“ (Group-Time Average Treatment Effect) werden Gruppen anhand gleicher Einführungszeitpunkte der SoBoN gebildet. Der Behandlungseffekt wird für jede Gruppe einzeln geschätzt, wodurch die gruppenzeitlichen Behandlungseffekte erhalten werden. Hierfür wird jede Gruppe einzeln mit der unbehandelten Gruppe verglichen, die der Behandelten am ähnlichsten ist (nach den im PSM verwendeten Kovariablen). (Huntington-Klein 2021: Kap. 18.3.1; Callaway und Sant'Anna 2020: 7-12)

Nach der Schätzung der gruppenzeitlichen Behandlungseffekte (att_gt) können diese in einem zweiten Schritt zu einem durchschnittlichen Behandlungseffekt für die gesamte Stichprobe anhand des Funktionsaufrufs „agg_gte“ (Aggregate Group-Time Average Treatment Effects) aggregiert werden. Die gruppenzeitlichen Behandlungseffekte werden dynamisch aggregiert. Dies ähnelt einer Ereignisstudie („Event Study“), dabei wird der Gesamteffekt über alle Nachbehandlungszeiträume gemittelt (Callaway und Sant'Anna 2021; Callaway und Sant'Anna 2022).

5.4. VALIDIERUNG DES MODELLS

Zur Prüfung der Validität der Ergebnisse wird nun die Erfüllung der Annahmen des DiD-Modells betrachtet (Zuur und Ieno 2016: 640-641). „Ein Verstoß gegen diese Annahmen kann zu verzerrten Parameterschätzungen und Fehlern [...] führen“ (Zuur und Ieno 2016: 640).

1) Irreversible Behandlung

Die Annahme der irreversiblen Behandlung wird erfüllt, da die SoBoN nach ihrer Einführung ununterbrochen weitergeführt wird. Eine Verschärfung der SoBoN in Form einer Novelle wurde anhand einer weiteren Datenreihe abgebildet.

2) Zufallsstichprobe

Die Stichprobe der Daten wird in einem Pandeldatensatz abgebildet, was die Grundvoraussetzung der Zufallsstichprobe bildet. Die Einschränkungen der Zufallsstichprobe und der Umgang mit dem PSM wurde bereits erläutert. Beim PSM ist allerdings auf das Problem der Regression zum Mittelwert bei im Zeitverlauf variierenden Daten hinzuweisen (Huntington-Klein 2021: Kap. 18.3.2). Beim Matching kann dies zu falschen Schätzungen führen, da die Gründe für eine Veränderung (Effekt der Maßnahme oder Regression zum Mittelwert) nicht unterschieden werden können. Aufgrund dessen ist der Beobachtungszeitraum von mehr als einem Vor-Behandlungszeitpunkt relevant, was hier berücksichtigt wurde (Beginn Daten 2011, erste Einführung 2014). (Huntington-Klein 2021: Kap. 18.3.2)

3) Unabhängigkeit der Intervention

Es kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Einführung der SoBoN zur Veränderung der Marktsituation in bspw. Nachbarkommunen führt, wie eine Abwanderung aufgrund gestiegener Preise im freien Wohnungsmarktsegment. Außerdem sind einige Kommunen ihren Nachbarkommunen mit der Einführung von SoBoN-Regelungen gefolgt, nachdem diese zuvor eine SoBoN-Regelung einführt (s. Kap. 3.2). Entsprechend ist eine mögliche Verletzung der SUTVA bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen.

4) Parallele Trends

Auch in diesem Kontext ist das Problem der Regression zum Mittelwert zu beachten, welches unter 2) Zufallsstichprobe erläutert wurde. In der Durchführung des DiD-Modells wird ein Pre-Test durchgeführt, welcher plausibilisiert, ob die Annahme paralleler Trends standhalten kann. Hierfür wird überprüft, „ob die behandelte und die unbehandelte Gruppe vor der Behandlung einen ähnlichen Trend aufwiesen“ (Huntington-Klein 2021: Kap. 18). Das Ergebnis wird als P-Wert wiedergegeben. In der durchgeführten Schätzung wird eine angepasste Wahrscheinlichkeit von 0 erhalten, was darauf zurückzuführen ist, dass das numerische Lösungsverfahren keine einzigartige stabile Lösung findet. An dieser Stelle soll noch auf ein grundsätzliches Problem paralleler Trends hingewiesen werden. Dies liegt in der Frage wie parallele Trends definiert werden. „In der Tat könnte kein Test der Daten die Annahme paralleler Trends bestätigen oder widerlegen, da sie auf einer kontrafaktischen Situation beruht, die wir nicht sehen können. Diese Tests haben eher den Charakter eines suggestiven Beweises. Wenn diese Tests fehlschlagen, macht das die Annahme paralleler Trends weniger plausibel“ (Huntington-Klein 2021: Kap. 18). Mit der Annahme paralleler Trends geht einher, dass die Lücke zwischen zwei Zeiträumen gleichbleibend ist. Dabei hängt die Parallelität stark von der gewählten Einheit ab. Huntington-Klein folgert, dass es parallele Trends nicht wirklich gibt (ebd.: Kap. 18). Die Plausibilität der Annahme paralleler Trends hängt nach Kugler et al. allerdings vom spezifischen Studiendesign ab, weshalb die gewählte Einheit sorgfältig überdacht werden muss (2014: 29). In dieser Studie wurde daher häufig Normierung der Werte vorgenommen. Bei einer ausführlicheren Betrachtung sollten ergänzende Plausibilitätstests für die Annahme paralleler Trends durchgeführt werden. In der Literatur werden z.B. Placebo-Tests oder eine Schätzung mit alternativen Kontrollgruppen vorgeschlagen (Huntington-Klein 2021: Kap. 18).

5) Überschneidung

Durch die Nutzung einer hohen Anzahl von Kovariablen konnten keine geeigneten Kontrollgruppen identifiziert werden, da die Kommunen in zu vielen Hinsichten Überschneidungen aufweisen mussten. Aufgrund dessen wurde die Anzahl der Kovariablen anhand der oben erläuterten PCA beschränkt, sodass später 6 Kovariablen genutzt wurden. Die Anzahl der genutzten Kovariablen wurde so weit wie möglich erhöht, indem die Kovariablen schrittweise hinzugefügt wurden. So wurde die Grenze, ab welcher Fehlerwerte „NA“ erhalten wurden, abgetastet. Für die Auswahl der Kovariablen können bei einer erneuten Durchführung ggf. geeignetere Verfahren, wie z.B. Lasso verwendet werden.

5.5. DARSTELLUNG DER ERGEBNISSE DES DID-MODELLS

Zur Darstellung und Erläuterung der Ergebnisse wird zuerst die Auswirkung des Einbezugs von Kovariablen behandelt, woraufhin die gruppenzeitlichen Behandlungseffekte und die durchschnittlichen Behandlungseffekte im Zeitverlauf erläutert werden. Abschließend werden die zentralen Ergebnisse kurz festgehalten.

Alle in RStudio erzielten numerischen Ergebnisse und verwendeten Funktionsaufrufe sind dem Anhang zu entnehmen.

5.5.1. EINFLUSS DER SOBON AUF DIE ANZAHL WOHNUNGSFERTIGSTELLUNGEN JE 1.000 EW

5.5.1.1. ANNAHME BEDINGTER UND UNBEDINGTER PARALLELER TRENDS

Die Ergebnisse der Schätzung hängen stark vom Einbezug der Kovariablen ab (Callaway und Sant'Anna 2020: 28). Hier konnte durch den Einbezug von Kovariablen eine Verbesserung der Schätzung des Effekts der SoBoN (overall ATT) erzielt werden:

unbedingte parallele Trends:
ATT 0.8354, Std. Error 1.4107, 95% Conf. Int. [-1.9295 3.6003]

bedingte parallele Trends:
ATT 2.5456, Std. Error 1.6833, 95% Conf. Int. [-0.7537 5.8448]

Damit liegt die Schätzung nun über dem Standardfehler (s. Tab. 2). Der Pre-Test zur Bestätigung der Annahme paralleler Trends konnte im numerischen Lösungsverfahren keine einzigartige stabile Lösung finden, weshalb eine angepasste Wahrscheinlichkeit mit dem numerischen Wert 0 ausgegeben wurde, was mit der kleinen Stichprobe zusammenhängt. Dies ist bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen. Es konnten sechs Kovariablen einbezogen werden, deren Auswahl durch die PCA erfolgte. Die Auswahl der Kovariablen erfolgte anhand einer Abwägung zwischen der maximal zu erzielenden Anzahl einzubringender Kovariablen und dem Vermeiden von Fehlerwerten. Außerdem stand die Verbesserung der Schätzung im Verhältnis zum Standardfehler und Konfidenzintervall im Vordergrund. Insbesondere die Kovariable „Genehmigte Wohnungen je 1.000 EW“ verbesserte die Schätzung, was sich aus dem Sachzusammenhang ableiten lässt, da die Baugenehmigung zumeist Grundvoraussetzung für den Baubeginn und damit ebenfalls die Fertigstellung bildet.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Overall ATT	0.8354	1.3119	1.4344	1.3775	1.6935	1.7947	2.5456
Overall Std. Error	1.4107	1.6023	1.6536	1.599	1.8239	1.9561	1.6833
Overall [95% Conf. Int.]	-1.9295 3.6003	-1.8285 4.4524	-1.8066 4.6755	-1.7566 4.5115	-1.8813 5.2684	-2.0392 5.6286	-0.7537 5.8448
P-value	/	0	0	0	0	0	0
Wohnungsbestand je 1.000 EW		ja	ja	ja	ja	ja	ja
Bevölkerungszahl			ja	ja	ja	ja	ja
Anteil der Haushalte mit niedrigen Einkommen in %				ja	ja	ja	ja
Wohnflächenverbrauch pro Person					ja	ja	ja
natürliche Bevölkerungsentwicklung je 1.000 EW						ja	ja
genehmigte Wohnungen je 1.000 EW							ja
/: Not returning pre-test Wald statistic due to singular covariance matrix							

Tab. 2: Veränderung der Schätzung für die Anzahl der Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW unter Einbezug von Kovariablen
Quelle: Eigene Tabelle, Schätzungen aus RStudio

5.5.1.2. GRUPPENZEITLICH DURCHSCHNITTLICHE BEHANDLUNGSEFFEKTE

Bei einer differenzierteren Betrachtung der gruppenzeitlich durchschnittlichen Behandlungseffekte, wird deutlich, dass der Effekt der SoBoN nicht für alle Gruppen gleichermaßen gilt. Überwiegend sind eher unbedeutend geringfügige Auswirkungen der SoBoN auf die Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW zu verzeichnen oder es werden keine guten Schätzwerte für den Vorbehandlungszeitraum (fehlende Dichte zur 0) erhalten, weshalb Schätzungen mit großen Standardfehlern erhalten werden (Gruppen 2015, 2017, 2019, 2021).

Unter der Annahme bedingter paralleler Trends ist die Gruppe 2016 mit den Gemeinden Erding, Putzbrunn und Olching hervorzuheben. Es werden im Nachbehandlungszeitraum bis auf das Jahr 2021 negative Schätzwerte erhalten, z.T. signifikant negativ (s. Abb. 8). Allerdings birgt die Schätzung für den Vorbehandlungszeitraum Unsicherheiten (z.B. 2012 signifikant ATT(g,t) 2.1791; Std. Error 0.7828; Conf. Band [0.2122 4.1460]), weshalb die Ergebnisse vorsichtig zu interpretieren sind. In diesem Kontext ist zu erwähnen, dass in Erding zwar eine SoBoN Regelung eingeführt wurde, diese bisher aber bei keinem Bauvorhaben Anwendung gefunden hat, in Olching wurde das erste SoBoN Projekt 2022 fertiggestellt.

Auch die Gruppe 2014 ist hier hervorzuheben, da für viele der Nachbehandlungszeiträume signifikante positive Schätzwerte erhalten werden (s. Tab. 3). In Planegg wurde die SoBoN 2015 angewandt und in Unterschleißheim seit der Einführung bei fünf Vorhaben, hier wurden die Wohnungen noch nicht fertiggestellt. Diese Ergebnisse sind im Hinblick auf die Problematik der Regression zum Mittelwert vorsichtig zu interpretieren, da für den Vorbehandlungszeitraum 2012 kein Schätzwert erhalten wurde.

Gruppenzeitlich durchschnittliche Behandlungseffekte für die Anzahl der Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW

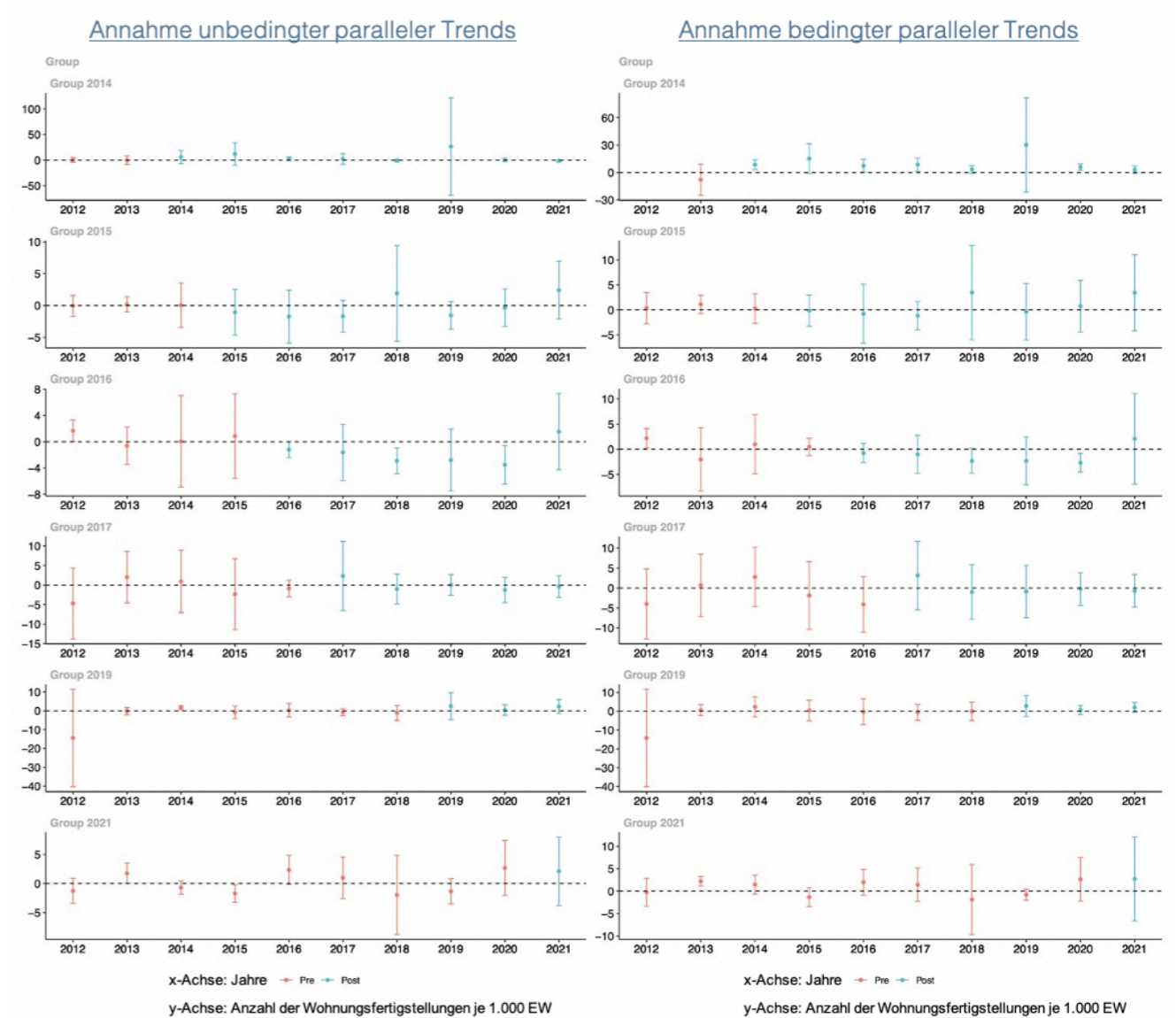


Abb. 8: Schätzungen der gruppenzeitlich durchschnittlichen Behandlungseffekte für die Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW
Quelle: Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

Gruppenzeitlich durchschnittliche Behandlungseffekte für die Anzahl der Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW unter der Annahme bedingter paralleler Trends

Group Time ATT(g,t) Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

2014 2012	NA	NA	NA	NA
2014 2013	-7.9638	6.7696	-24.9725	9.0450
2014 2014	8.5314	2.1465	3.1382	13.9245 *
2014 2015	15.1956	6.4350	-0.9724	31.3637
2014 2016	7.3798	2.7688	0.4232	14.3364 *
2014 2017	8.5710	2.8396	1.4366	15.7054 *
2014 2018	3.3425	1.6994	-0.9273	7.6122
2014 2019	30.1303	20.5417	-21.4812	81.7417
2014 2020	5.8024	1.3845	2.3239	9.2809 *
2014 2021	2.9830	1.5921	-1.0171	6.9831
2015 2012	0.3647	1.2379	-2.7456	3.4751
2015 2013	1.0967	0.7221	-0.7176	2.9110
2015 2014	0.2534	1.1734	-2.6949	3.2017
2015 2015	-0.1404	1.2380	-3.2508	2.9700
2015 2016	-0.7739	2.3411	-6.6559	5.1082
2015 2017	-1.1586	1.1329	-4.0050	1.6878
2015 2018	3.4535	3.7359	-5.9331	12.8402
2015 2019	-0.3620	2.2417	-5.9945	5.2704
2015 2020	0.7416	2.0713	-4.4626	5.9458
2015 2021	3.4227	3.0234	-4.1737	11.0190
2016 2012	2.1791	0.7828	0.2122	4.1460 *
2016 2013	-2.0421	2.4961	-8.3136	4.2295
2016 2014	0.9738	2.3375	-4.8992	6.8469
2016 2015	0.4473	0.6866	-1.2777	2.1723
2016 2016	-0.7597	0.7484	-2.6401	1.1208
2016 2017	-1.0181	1.5061	-4.8023	2.7660
2016 2018	-2.3176	0.9807	-4.7816	0.1464
2016 2019	-2.3109	1.8855	-7.0483	2.4266
2016 2020	-2.6765	0.7425	-4.5419	-0.8110 *
2016 2021	2.0554	3.5911	-6.9673	11.0781
2017 2012	-3.9791	3.4870	-12.7402	4.7821
2017 2013	0.6695	3.1137	-7.1537	8.4927
2017 2014	2.7520	2.9553	-4.6732	10.1772
2017 2015	-1.8748	3.3848	-10.3791	6.6295
2017 2016	-4.1136	2.7708	-11.0754	2.8482
2017 2017	3.1162	3.4093	-5.4497	11.6820
2017 2018	-0.9908	2.7285	-7.8462	5.8646
2017 2019	-0.8722	2.6031	-7.4126	5.6683
2017 2020	-0.2447	1.6301	-4.3404	3.8510
2017 2021	-0.6799	1.6202	-4.7505	3.3908
2019 2012	-14.2192	10.3166	-40.1400	11.7015
2019 2013	0.6289	1.1309	-2.2125	3.4703
2019 2014	2.2727	2.1369	-3.0964	7.6418
2019 2015	0.4184	2.1709	-5.0360	5.8727
2019 2016	-0.2942	2.7316	-7.1574	6.5690
2019 2017	-0.5621	1.6986	-4.8299	3.7057
2019 2018	-0.0741	1.9374	-4.9418	4.7935
2019 2019	2.7950	2.2072	-2.7505	8.3405
2019 2020	0.6315	0.9759	-1.8205	3.0836
2019 2021	2.0508	1.0322	-0.5425	4.6442
2021 2012	-0.2612	1.2407	-3.3785	2.8560
2021 2013	2.2063	0.4255	1.1373	3.2753 *

Group Time ATT(g,t) Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

2021 2014	1.4729	0.8445	-0.6489	3.5948
2021 2015	-1.3273	0.8424	-3.4439	0.7893
2021 2016	1.9931	1.1434	-0.8798	4.8659
2021 2017	1.4205	1.4859	-2.3128	5.1538
2021 2018	-1.8770	3.1093	-9.6892	5.9351
2021 2019	-0.8008	0.4925	-2.0382	0.4367
2021 2020	2.6272	1.9375	-2.2407	7.4952
2021 2021	2.7194	3.7137	-6.6113	12.0501

Signif. codes: ‘*’ confidence band does not cover 0

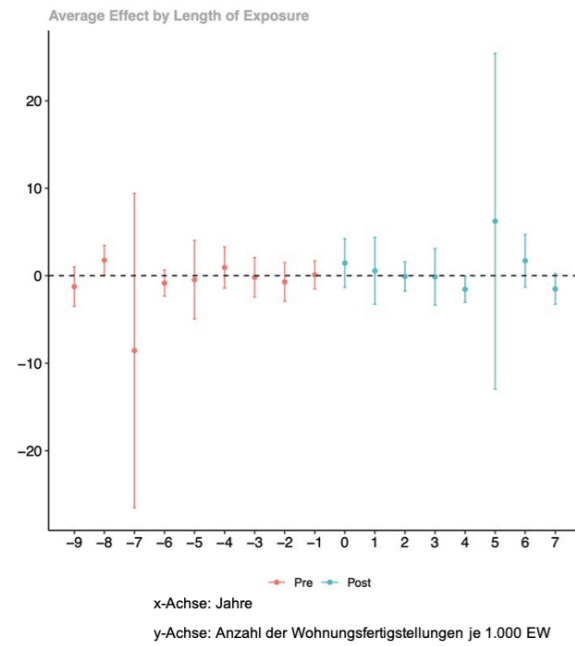
Tabelle 3
Quelle: Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

5.5.1.3. DURCHSCHNITTLICHER BEHANDLUNGSEFFEKT IM ZEITVERLAUF

Unter dem Einbezug der Kovariablen tritt der Effekt der SoBoN etwa ab dem fünften Jahr nach ihrer Einführung ein (s. Abb. 9 und Tab. 4). Überraschend ist der positive Effekt im Jahre der Einführung selbst (ATT 2.3012; Std. Error 1.2050, Conf. Band [-0.6925 5.2950]). Die Effekte für das Jahr eins bis vier nach Einführung der SoBoN sind geringfügig unbedeutend und dabei überwiegend positiv. Für das Jahr 5 ist die Schätzung sehr ungenau und damit nicht besonders aussagekräftig (ATT 7.7103; Std. Error 7.9305; Conf. Band [-11.9924 27.4131]). Für das Jahr 6 und 7 werden die Konfidenzintervalle wieder kleiner und liegen außerdem dichter an einer Signifikanz ((Jahr 6) ATT 4.2159; Std. Error 1.9072, Conf. Band [-0.5223 8.9541]; (Jahr 7) ATT 2.9830; Std. Error 1.6458; Conf. Band [-1.1057]). Anzumerken ist, dass die Schätzung für das Jahr sieben nach Einführung ausschließlich auf dem gruppenzeitlichen Behandlungseffekt von 2014 basiert. Bis auf das siebte und achte Jahr vor der Betrachtung liegen die Schätzungen dicht an der Null, was für die Plausibilität der in den Nachbehandlungszeiträumen gemessenen Effekte berücksichtigt werden sollte.

Durchschnittliche Behandlungseffekte im Zeitverlauf für die Anzahl der Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW

Annahme unbedingter paralleler Trends



Annahme bedingter paralleler Trends

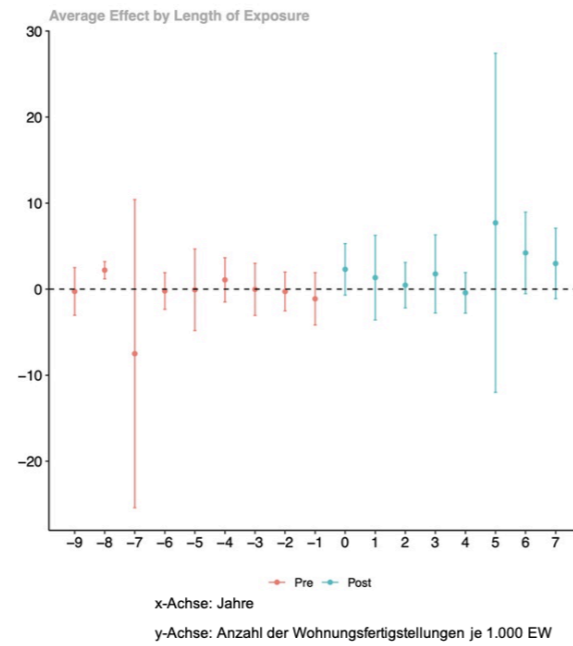


Abb. 9: Schätzungen der durchschnittlichen Behandlungseffekte im Zeitverlauf für die Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW
Quelle: Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

Durchschnittliche Behandlungseffekte im Zeitverlauf für die Anzahl der Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW unter der Annahme bedingter paralleler Trends

Event time Estimate Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

-9	-0.2612	1.1114	-3.0223	2.4998
-8	2.2063	0.4018	1.2082	3.2044 *
-7	-7.4940	7.2075	-25.4004	10.4124
-6	-0.2095	0.8565	-2.3374	1.9184
-5	-0.0769	1.9063	-4.8130	4.6591
-4	1.0822	1.0323	-1.4826	3.6469
-3	-0.0260	1.2168	-3.0490	2.9971
-2	-0.2690	0.9076	-2.5239	1.9859
-1	-1.1221	1.2245	-4.1642	1.9201
0	2.3012	1.2050	-0.6925	5.2950
1	1.3414	1.9764	-3.5688	6.2516
2	0.4640	1.0604	-2.1705	3.0984
3	1.7727	1.8264	-2.7649	6.3103
4	-0.4240	0.9491	-2.7820	1.9339
5	7.7103	7.9305	-11.9924	27.4131
6	4.2159	1.9072	-0.5223	8.9541
7	2.9830	1.6458	-1.1057	7.0717

Signif. codes: ``*'' confidence band does not cover 0

Tabelle 4
Quelle: Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

5.5.2. EINFLUSS DER SOBON AUF DIE ANGEBOTSMIETEN IM FREIEN MARKTSEGMENT

5.5.2.1. ANNAHME BEDINGTER UND UNBEDINGTER PARALLELER TRENDS

Die Ergebnisse der Schätzung für die Angebotsmieten der Wohnungen in €/m² können unter Einbezug von Kovariablen verbessert werden, es wird eine Signifikanz des Over-all ATTs erzielt:

unbedingte parallele Trends:

ATT 0.5912, Std. Error 0.4712, 95% Conf. Int. [-0.3323 1.5148]

bedingte parallele Trends:

ATT 0.6302, Std. Error 0.2976, 95% Conf. Int. [0.0469 1.2135]

Das Vorgehen zur Auswahl der Kovariablen entspricht der Schätzung zur Bautätigkeit (s. Kap. 5.5.1.1). Zwar wird für die Schätzung (7) ein sehr signifikanter P-Wert (0,00087) erhalten, jedoch liegen die Schätzungen des ATT und Standardfehlers dicht beieinander, sodass im Folgenden die Schätzung (8) näher betrachtet wird, wo vier Kovariablen einbezogen wurden. Dabei spiegelt der Wohnungsbestand die Deckung der Nachfrage als ein wichtiger Aspekt zur Preisfindung wider und auch die genehmigten Wohnungen bestimmen das zukünftige Volumen des Wohnungsangebots (s. Tab. 5).

Veränderung der Schätzung für die Angebotsmieten von Wohnungen in €/m² unter Einbezug von Kovariablen

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Overall ATT	0.5912	0.5151	0.5146	0.4929	0.241	0.3082	0.436	0.6302
Overall Std. Error	0.4603	0.2255	0.3386	0.33	0.351	0.4282	0.4202	0.2976
Overall [95% Conf. Int.]	-0.311 1.4934	0.0731 0.9571*	-0.1491 1.1783	-0.1539 1.1397	-0.447 0.929	-0.5311 1.1475	-0.3876 1.2597	0.0469 1.2135 *
P-value	/	0	0	0	0	0	0.00087	0
Wohnungsbestand je 1.000 EW		ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Bevölkerungszahl			ja	ja	ja	ja	ja	
Anteil der Haushalte mit niedrigem Einkommen				ja	ja	ja	ja	ja
Wohnflächenverbrauch pro Person					ja	ja	ja	
natürliche Bevölkerungsentwicklung je 1.000 EW						ja	ja	ja
genehmigte Wohnungen je 1.000 EW							ja	ja

/: Not returning pre-test Wald statistic due to singular covariance matrix

Tabelle 5
Quelle: Eigene Tabelle, Schätzungen aus RStudio

5.5.2.2. GRUPPENZEITLICH DURCHSCHNITTLICHE BEHANDLUNGSEFFEKTE

Bei einer Betrachtung der gruppenzeitlichen Behandlungseffekte in Abb. 10 wird deutlich, dass sich der preissteigernde Trend der SoBoN nicht für alle Gruppen niederschlägt. Für die Gruppe 2015 lassen sich geringfügig unbedeutende, eher negative Schätzer erfassen und für die Gruppe 2016 hauptsächlich negative Schätzer, wovon zwei signifikant negativ sind. In beiden Fällen ist jedoch auf die Schätzungen des Vorbehandlungszeitraumes hinzuweisen, welche z.T. nicht dicht bei 0 liegen.

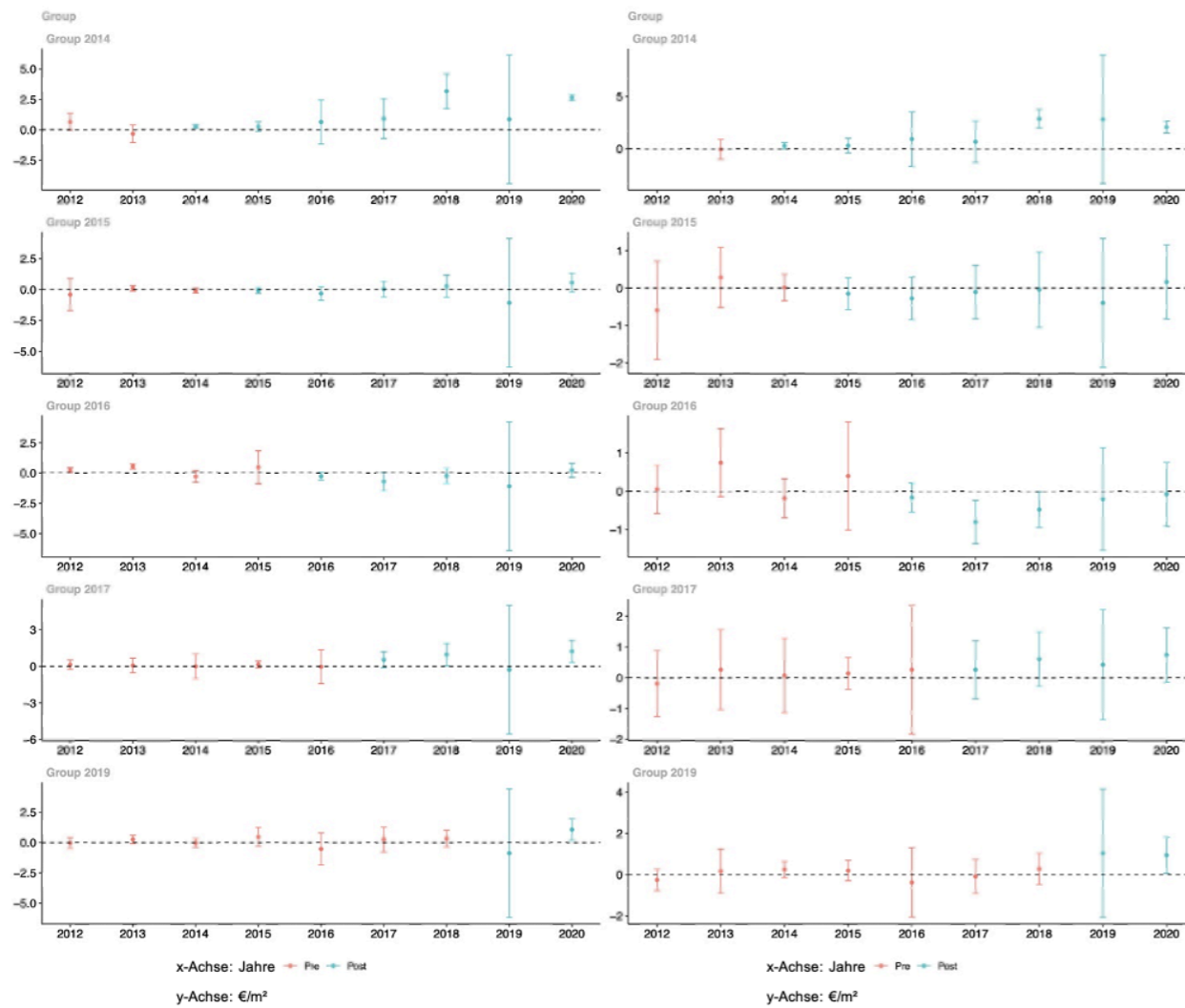
Die Gruppen 2014, 2017 und 2019 weisen überwiegend positive Schätzer auf. Besonders für Gruppe 2014 lassen sich signifikant positive Schätzer ablesen (s. Tab. 6) 2018 und 2020). Es wurde eingangs erwartet, dass sich ein Behandlungseffekt erst nach etwa fünf Jahren auswirkt. Hingegen konnte in der Gruppe 2019 bereits für das Jahr 2020 ein signifikant positiver Schätzer ermittelt werden, wobei auch die Schätzungen für den Vorbehandlungszeitraum gut sind.

Auffällig ist, dass für alle Gruppen, unabhängig von der Annahme bedingter und unbedingter paralleler Trends, das Jahr 2019 sehr große Konfidenzintervalle aufweist.

Gruppenzeitlich durchschnittliche Behandlungseffekte für die Angebotsmieten von Wohnungen in €/m²

Annahme unbedingter paralleler Trends

Annahme bedingter paralleler Trends



Gruppenzeitlich durchschnittliche Behandlungseffekte der Angebotsmieten für Wohnungen in €/m² unter der Annahme bedingter paralleler Trends

Group Time ATT(g,t) Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

Group	Time	ATT(g,t)	Std. Error	95% Simult. Conf. Band
2014	2012	NA	NA	NA
2014	2013	-0.0621	0.3700	-1.0138 0.8897
2014	2014	0.2770	0.1154	-0.0199 0.5738
2014	2015	0.2986	0.2719	-0.4010 0.9981
2014	2016	0.9203	1.0098	-1.6774 3.5180
2014	2017	0.6649	0.7744	-1.3273 2.6571
2014	2018	2.8638	0.3482	1.9680 3.7597 *
2014	2019	2.8091	2.3897	-3.3386 8.9568
2014	2020	2.0652	0.2242	1.4884 2.6419 *
2015	2012	-0.5926	0.5089	-1.9017 0.7166
2015	2013	0.2876	0.3120	-0.5149 1.0902
2015	2014	0.0165	0.1376	-0.3376 0.3706
2015	2015	-0.1498	0.1646	-0.5732 0.2735
2015	2016	-0.2735	0.2211	-0.8423 0.2954
2015	2017	-0.1061	0.2776	-0.8204 0.6081
2015	2018	-0.0426	0.3931	-1.0539 0.9687
2015	2019	-0.3921	0.6683	-2.1114 1.3272
2015	2020	0.1647	0.3843	-0.8239 1.1534
2016	2012	0.0507	0.2453	-0.5804 0.6819
2016	2013	0.7463	0.3432	-0.1365 1.6291
2016	2014	-0.1829	0.1964	-0.6882 0.3224
2016	2015	0.3970	0.5486	-1.0143 1.8082
2016	2016	-0.1666	0.1476	-0.5464 0.2132
2016	2017	-0.8060	0.2196	-1.3710 -0.2410 *
2016	2018	-0.4780	0.1772	-0.9339 -0.0221 *
2016	2019	-0.2066	0.5213	-1.5476 1.1343
2016	2020	-0.0775	0.3257	-0.9154 0.7604
2017	2012	-0.1929	0.4154	-1.2614 0.8757
2017	2013	0.2596	0.5034	-1.0355 1.5547
2017	2014	0.0733	0.4699	-1.1354 1.2821
2017	2015	0.1393	0.2005	-0.3765 0.6551
2017	2016	0.2595	0.8126	-1.8311 2.3501
2017	2017	0.2581	0.3655	-0.6821 1.1983
2017	2018	0.6030	0.3447	-0.2837 1.4898
2017	2019	0.4226	0.6945	-1.3641 2.2092
2017	2020	0.7366	0.3433	-0.1465 1.6197
2019	2012	-0.2519	0.2013	-0.7698 0.2660
2019	2013	0.1699	0.4164	-0.9012 1.2411
2019	2014	0.2522	0.1524	-0.1397 0.6442
2019	2015	0.2002	0.1911	-0.2914 0.6919
2019	2016	-0.3752	0.6518	-2.0520 1.3015
2019	2017	-0.0864	0.3198	-0.9090 0.7362
2019	2018	0.2809	0.2949	-0.4778 1.0396
2019	2019	1.0441	1.2115	-2.0725 4.1607
2019	2020	0.9451	0.3426	0.0638 1.8264 *

Signif. codes: `**` confidence band does not cover 0

Tabelle 6
Quelle: Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

links: Abb. 10: Schätzungen der gruppenzeitlich durchschnittlichen Behandlungseffekte für Angebotsmieten von Wohnungen in €/m²
Quelle: Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

5.5.2.3. DURCHSCHNITTLICHER BEHANDLUNGSEFFEKT IM ZEITVERLAUF

Unter der Annahme bedingter paralleler Trends wird deutlich, dass der Effekt der SoBoN im Zeitverlauf zunimmt (s. Abb. 11 und Tab. 7). Dabei steigt er zunächst langsam an (Jahr 2-4) und verstärkt sich im Zeitverlauf (Jahr 4-6). Für das fünfte Jahr nach Einführung der SoBoN ist der Effekt allerdings am undeutlichsten, da ein breites Konfidenzintervall besteht (ATT 1.0462, Std. Error 1.1678, Conf. Band [-1.7942 3.8866]). Dies lässt sich auf die breiten Konfidenzintervalle der gruppenzeitlichen durchschnittlichen Behandlungseffekte für das Jahr 2019 bzw. 2020 der Gruppen 2014 und 2015 zurückführen. Erst im sechsten Jahr nach der Einführung ist ein hoher positiver signifikanter Effekt zu verzeichnen (ATT 2.0652, Std. Error 0.2308, Conf. Band [1.5038 2.6265]). Es ist auf die breiten Konfidenzintervalle der Schätzungen des Vorbehandlungszeitraumes hinzuweisen.

Durchschnittliche Behandlungseffekte im Zeitverlauf für die Angebotsmieten von Wohnungen in €/m²

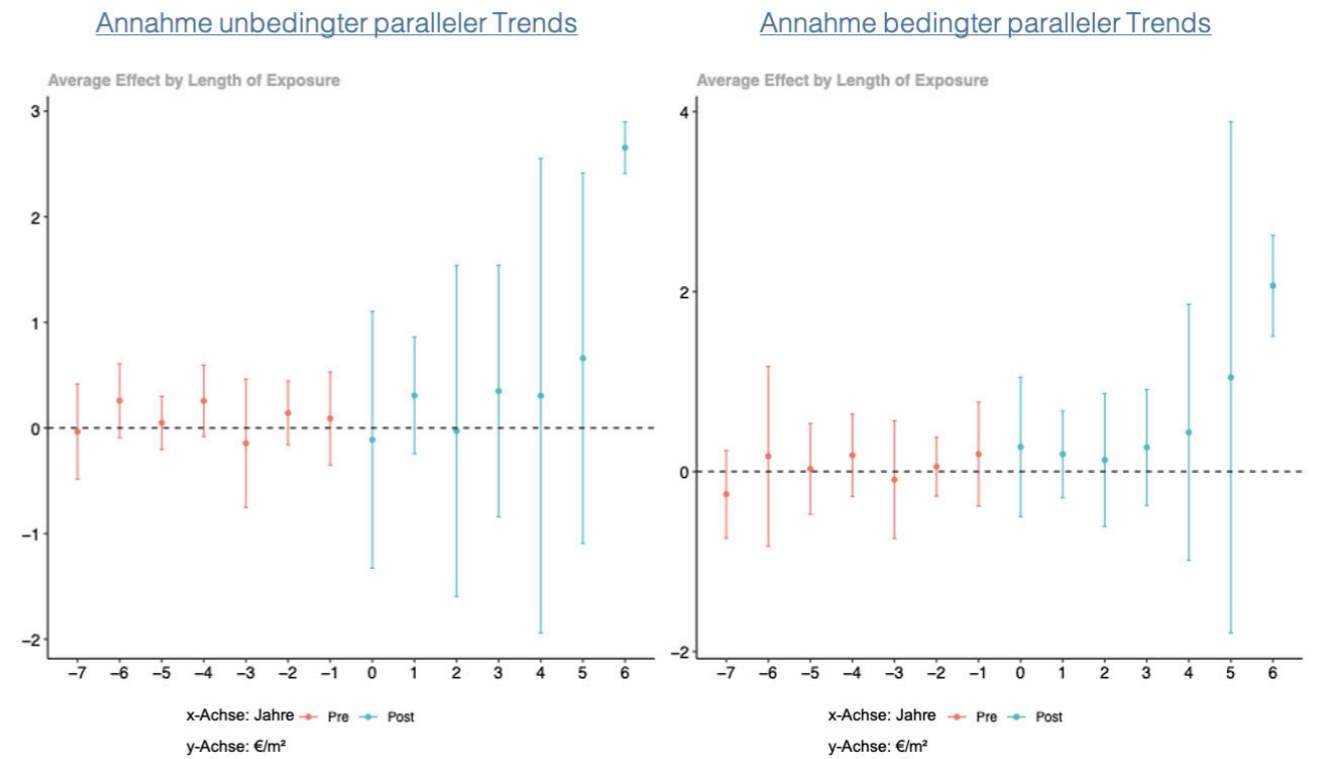


Abb. 11: Schätzungen der durchschnittlichen Behandlungseffekte im Zeitverlauf für die Angebotsmieten von Wohnungen in €/m²
Quelle: Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

Durchschnittliche Behandlungseffekte im Zeitverlauf für Angebotsmieten von Wohnungen in €/m² unter der Annahme bedingter paralleler Trends

Event time Estimate Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

-7	-0.2519	0.1999	-0.7381	0.2342
-6	0.1699	0.4105	-0.8285	1.1684
-5	0.0297	0.2075	-0.4751	0.5345
-4	0.1811	0.1879	-0.2759	0.6380
-3	-0.0893	0.2684	-0.7421	0.5636
-2	0.0542	0.1340	-0.2717	0.3802
-1	0.1938	0.2371	-0.3829	0.7705
0	0.2743	0.3185	-0.5003	1.0490
1	0.1928	0.1980	-0.2887	0.6743
2	0.1286	0.3036	-0.6098	0.8671
3	0.2681	0.2647	-0.3758	0.9121
4	0.4363	0.5853	-0.9872	1.8598
5	1.0462	1.1678	-1.7942	3.8866
6	2.0652	0.2308	1.5038	2.6265 *

Signif. codes: `*` confidence band does not cover 0

Tabelle 7
Quelle: Eigene Darstellung, Schätzungen aus RStudio

6. DISKUSSION

Hypothese 1: Langfristig bleibt die Bautätigkeit nach einem SoBoN-Erlass konstant.

Im Durchschnitt wird für alle Gruppen und Behandlungszeiträume ein durch die SoBoN bedingter Anstieg der Fertigstellungen unter einer dynamischen Aggregation von etwa 2,55 Wohnungen je 1.000 EW pro Jahr geschätzt (Std. Error 1.7201; Conf. Band [-0.8257 5.9169]). Dieser positive Effekt ist jedoch v.a. auf die positiven Schätzungen der letzten Betrachtungszeiträume (Jahr 6 und 7) der durchschnittlichen Behandlungseffekte im Zeitverlauf zurückzuführen. Diese beruhen jedoch hauptsächlich auf den gruppenzeitlichen durchschnittlichen Behandlungseffekten der Gruppe 2014 und 2015. Für die Gruppe 2014 liegt jedoch kein langer Vorbehandlungszeitraum vor (Problem Re-gression zum Mittelwert), was zu den hohen positiven Ergebnissen führen kann. Auch das Niveau der Schätzungen für die Jahre 6 und 7 erscheint sehr hoch. Aufgrund dessen und des fehlenden P-Wertes für den Pre-Test, soll die Signifikanz der Schätzung noch einmal überprüft werden.

Hierfür wurden die statistischen Standardverfahren, das Rangsummenverfahren und der Kolmogorov-Smirnov-Test genutzt. Hierfür wurde überprüft, ob für die Gruppen 2014, 2015 und 2016 (positive, unbedeutende und negative Schätzer) für die Jahre 2018, 2019 und 2020 (hier ist davon auszugehen, dass bereits ein Unterschied messbar ist) ein Unterschied festgestellt werden kann.

Rangsummenverfahren: H=1 P-Wert 0,0489

Kolmogorov-Smirnov-Test: H=0 P-Wert 0,096

Die Ergebnisse stützen die Interpretation, dass die Auswirkungen der SoBoN eher geringfügig positiv sind. Während im Rangsummenverfahren ein signifikanter Unterschied festgestellt werden konnte, kann die Nullhypothese durch den Kolmogorov-Smirnov-Test nicht verworfen werden. Allerdings ist darauf hinzuweisen, dass der Kolmogorov-Smirnov-Test anfälliger für Ausreißer ist. Gerade bei den Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW kann es zu Schwankungen kommen (z.B. bei größeren Bauprojekten oder wenn die Fertigstellungen mehrerer Projekte in das gleiche Jahr fallen).

Zusammenfassend ließe sich festhalten, dass die SoBoN unter einer konservativen Betrachtung keine bis tendenziell eher eine positive Wirkung auf die Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW einnimmt, jedoch der Durchschnittswert von 2,55 Wohnungen je 1.000 EW auf einem zu hohen Niveau liegt.

Die Schätzungen des gesamten durchschnittlichen Behandlungseffekts über die Zeit entspricht der eingangs getroffenen Hypothese, dass die Bautätigkeit bei einem SoBoN-Erlass konstant bleibt. Die Ergebnisse der Schätzung sprechen tendenziell dafür, dass die SoBoN eher einen positiven Effekt auf die Bautätigkeit im Sinne der Steigerung der Bautätigkeit, als einen negativen Effekt hat. Dieser Effekt scheint zunächst konterintuitiv, da mit den Auflagen der SoBoN die Kosten steigen. Zu prüfende Hypothesen hinsichtlich der Gründe wären z.B., ob die SoBoN zu einer stärkeren Konsensbildung innerhalb der Verwaltung führt, sodass die Bautätigkeit hierdurch gefördert wird. Ebenfalls zu prüfen wäre, ob Neubau-Einheiten aufgrund der Sozialbindung verkleinert werden und damit die Anzahl der Wohnungen pro Neueinheit steigt sowie die Hypothese, ob die Bautätigkeit kurzfristig gestiegen ist, weil Eigentümer*innen und Bauherr*innen vor Anwendung der SoBoN Projektierungen fertigstellen wollten.

Das Ziel mit der SoBoN geförderten und preisgedämpften Wohnraum zu schaffen, wird in den betrachteten Kommunen bei einer gleichbleibenden Bautätigkeit überwiegend erfüllt, wodurch die Frage nach der

Relevanz der SoBoN und der grundsätzlichen Richtigkeit der Anwendung des Instrumentes hinsichtlich dieses Ziels bejaht werden kann. Dies ist in der Annahme begründet, dass bei Baurechtsschaffung Projekte, die den Kriterien der SoBoN entsprechen, die Regelungen einhalten müssen und damit auch geförderter Wohnungsbau geschaffen wird (s. Kap. 3, interne Bindungswirkung der SoBoN). Diese geförderten Wohneinheiten wären ohne die Einführung einer SoBoN nicht entstanden.

Problematisch hingegen ist, dass das Geleistete und Geplante nicht direkt gegenübergestellt werden können, da in vielen Kommunen keine quantifizierten Zielsetzungen vorliegen oder nicht öffentlich zugänglich sind. Dies führt zu Intransparenz der getroffenen Maßnahmen. Um die Akzeptanz für ergriffene Maßnahmen zu erhöhen, sollten entsprechende Zielzahlen veröffentlicht werden. Dabei muss deutlich gemacht werden, wie viele geförderte Wohnungen benötigt werden, um anspruchsberechtigte Gruppen versorgen zu können.

Beispielhaft sollen nun die Zielzahlen der LHM untersucht werden, welche anhand des wohnungspolitischen Handlungsprogramms WiM transparent werden. Bei einem Abgleich der nominellen Zielzahlen, zu den Wohnungsfertigstellungen und der Baurechtsschaffung des Programms WiM, mit der Entwicklung des Wohnungsmarktes lässt sich eine Diskrepanz feststellen. In den Zielzahlen wurde bislang lediglich der Zusatzbedarf aus der prognostizierten Bevölkerungsentwicklung und dem Wohnflächenkonsum berücksichtigt, vernachlässigt wurde die bestehende Angebotslücke. Bei einer näheren Betrachtung der Bedarfsschätzung verschiedener Institute (BBSR, empirica und das Institut der deutschen Wirtschaft) wird deutlich, dass deren Bedarfsschätzungen über dem durch die LHM prognostizierten Bedarf lag (LHM 2017b:19). In der Umsetzung der Baurechtsschaffung ergibt sich seit der Einführung von WiM bis 2017 eine Differenz zwischen Geplantem und Geleistetem von etwa 10.000 WE. Auch die bulwiengesa AG (2022: 45), weist darauf hin, dass „trotz steigender Bautätigkeit strukturell zu wenige Wohnungen im vergangenen Jahrzehnt gebaut“ wurden. Festzuhalten ist also, dass die Angemessenheit der Zielsetzung zur Baurechtsschaffung sowie zur Baufertigstellung in zweierlei Hinsicht nicht gegeben ist. Die festgelegten Zielzahlen liegen unter dem eigentlichen Bedarf und können dennoch nicht erreicht werden.

Auch hinsichtlich der geförderten Wohneinheiten werden die Zielzahlen regelmäßig erhöht, jedoch können hier angestrebte Zielzahlen, die ebenfalls unter dem tatsächlichen Bedarf liegen, nicht erreicht werden. Die Auswirkung auf die Angebotslücke zeigt sich in den Anträgen auf eine geförderte Wohnung: „Derzeit warten in München rund 24.000 Haushalte auf eine Wohnung. Jährlich werden aber nur rund 3.000 Wohnungen zur Vermietung frei“ (LHM o.J.).

In der Studie der bulwiengesa AG (2022: 45) wird beschrieben, dass die Baulandmodelle ein „wichtiger Hebel [sind], um durchmischte und funktionelle Quartiere zu schaffen“. Anhand einer Betrachtung des Verhältnisses des geförderten Wohnungsneubaus zum Bestand wird jedoch deutlich, dass nicht von einer Hebelwirkung gesprochen werden kann und damit die Problemlösungskapazität der SoBoN nicht so hoch ist, wie ihr aufgrund der Relevanz in der öffentlichen Debatte zugeschrieben wird. Die Situation der Wohnraumversorgung kann für Haushalte mit niedrigen und mittleren Einkommen also nicht grundsätzlich durch die SoBoN verändert werden. In München wird derzeit bspw. das neue Instrument des sektoralen Bebauungsplans erprobt. Auch diese Instrumente betreffen den Neubau. Der Instrumentenmix muss auf den Bestand ausgeweitet werden. Die LHM hat hier z.B. die Relevanz der Belegungsrechte erkannt (WiM). Anhand der wirtschaftlichen Parameter anderer Instrumente wird jedoch die Bevorzugung der SoBoN durch die Kommunen deutlich. Die SoBoN ist für die Kommunen im Hinblick auf ihre Leistung sehr effizient, indem die Ressourcenaufwendung zur Bereitstellung von gefördertem und preisgedämpftem Wohnraum in großen Teilen von Planungsbegünstigten erbracht wird.

Vor dem Hintergrund erschließt sich, weshalb Kommunen vermehrt höhere Quoten für geförderten Wohnungsbau festlegen. Planungsbegünstigte hingegen haben jedoch kein Verständnis dafür, dass ihren Projekten die Erwartungshaltung entgegengebracht wird, für eine Entspannung der Gesamtsituation zu sorgen. Die bulwiengesa AG spiegelt diese Perspektive wider: „Jeweils rund 2 % aller Haushalte in Deutschland sind Wohngeldempfänger bzw. lassen sich jährlich einen Wohnberechtigungsschein ausstellen. Ca. 7 % der arbeitsfähigen Bevölkerung zwischen 20 und 65 Jahren oder rund 3,5 Mio. Personen sind Leistungsempfänger von Arbeitslosengeld II in Deutschland“ (2022: 43). Daraufhin wird beschrieben, dass Quoten von 50%-60% unverhältnismäßig seien. In einer Betrachtung der einzelnen Perspektive

mag dies unverhältnismäßig erscheinen. Bei einer Betrachtung der Gesamtsituation, hinsichtlich der Problemlösungskapazität der SoBoN über den Eingriff in den Neubau, wird die Erhöhung von Quoten jedoch eingängiger.

Hypothese 2: Die SoBoN wirkt sich stabilisierend auf das Mietpreisniveau aus.

Zu Beginn der Arbeit wurde die Hypothese formuliert, dass die SoBoN eine stabilisierende Wirkung auf das Mietpreisniveau ausübt. Diese Annahme kann anhand der Ergebnisse nicht bestätigt werden. Unter einer dynamischen Aggregation der durchschnittlichen Behandlungseffekte im Zeitverlauf wurde ein durch die SoBoN bedingter signifikanter Anstieg der Angebotsmieten für Wohnungen von etwa 0,63€ je m² im Durchschnitt für alle Gruppen und Behandlungszeiträume geschätzt. Es wurde beobachtet, dass der Effekt im Zeitverlauf zunimmt und im letzten Beobachtungszeitraum, dem sechsten Betrachtungsjahr bei 2,07€ je m² liegt (Std. Error 0.2308; Conf. Band [1.5038 2.6265]). Trotz der Signifikanz dieses Wertes, sollte dieser kritisch hinterfragt werden, da dieser ausschließlich durch die Gruppe 2014 erklärt wird, welche auch in dieser Schätzung keinen langen Vorbehandlungszeitraum besitzt. Bei einem Vergleich der Schätzung mit dem Datensatz (Mietpreisanstiege pro Jahr in SoBoN-Gemeinden im Nachbehandlungszeitraum) wirkt dieser Wert im Schnitt eher hoch. Allerdings sind teilweise auch sehr hohe Preissteigerungen in den Daten zu verzeichnen, wie z.B. in Planegg von 13,92 €/m² im Jahr 2017 (Wert basiert auf 119 Inseraten), auf 18,14 €/m² im Jahr 2018 (Wert basiert auf 164 Inseraten), welche diese Schätzung wiederum plausibler erscheinen lassen.

Anhand der gruppenzeitlichen Schätzungen ist im Vergleich zu den Wohnungsfertigstellungen bereits deutlicher ein numerisch positiver Behandlungseffekt zu erkennen. Auch die steigende Zunahme des Effektes bei der Betrachtung der durchschnittlichen Behandlungseffekte im Zeitverlauf plausibilisiert die Beobachtung. Jedoch ist auch auf die breiten Konfidenzintervalle bzw. Standardfehler hinzuweisen, die diese Schätzung mit sich bringt. Durch eine weitere Überprüfung durch das Rangsummenverfahren und den Kolmogorov-Smirnov-Test kann die Signifikanz der Schätzung bestätigt werden.

Rangsummenverfahren: H=1 P-Wert 0,000000359

Kolmogorov-Smirnov-Test: H=1 P-Wert 0,000004194

Die Nullhypothese kann in beiden Fällen eindeutig verworfen werden, es gibt hohe signifikante Unterschiede zwischen den Behandlungs- und Kontrollgruppen. Somit gewinnt die Schätzung, des durch die SoBoN bedingten signifikanten Anstiegs der Angebotsmieten für Wohnungen von etwa 0,63€ je m² im Durchschnitt für alle Gruppen und Behandlungszeiträume, an Aussagekraft. Das Mietpreisniveau wird entsprechend der Schätzung durch die SoBoN nicht stabilisiert, da diese tendenziell eine preistreibende Wirkung bemisst.

Diese Erkenntnis geht mit den Ergebnissen der Studie der bulwiengesa AG (2022: 46) einher. Die Wirksamkeit des Ziels, Haushalte mit unterem und mittlerem Einkommen mit bezahlbarem Wohnraum zu versorgen, muss daher zweigeteilt betrachtet werden. Schließlich erhalten nicht alle anspruchsberechtigten Haushalte auch Zugang zu einer geförderten Wohnung.

Im Falle einer Wohnungsvergabe lässt sich durch die im Rahmen der SoBoN hergestellten geförderten Wohnungen eine ausgesprochen hohe Wirksamkeit feststellen, da die-se entweder nach EOF oder anderen Fördermodellen mietpreisgebunden sind. Die Miete liegt bei den Fördermodellen grundsätzlich unter der Marktmiete.

Sofern entsprechend der Schätzung durch das DiD-Modell tatsächlich eine preistreibende Wirkung vorliegt, ist die SoBoN nicht nur unwirksam, sondern führt langfristig zu einer Verschlechterung der Situation für anspruchsberechtigte Haushalte, die keinen Zugang zu geförderten Wohnungen erhalten. Für diese Gruppe werden durch die SoBoN gegenteilige Effekte hervorgerufen. Schließlich dienen Angebotsmieten frei finanzieller Einheiten zusammen mit der Veränderung des Mietpreises eines bestehenden Mietverhältnisses als Grundlage für die Erstellung eines qualifizierten Mietspiegels. Dieser muss gem. § 558 des Bürgerliches Gesetzbuches im Abstand von vier Jahren neu erstellt werden (LHM

2021). Auch die ortsübliche Vergleichsmiete, welche in Kommunen ohne qualifizierten Mietspiegel herangezogen wird, wird hierdurch erhöht. Langfristig wirken sich diese erhöhten Angebotsmieten also auch auf die Bestandsmieten aus. Als besonders problematisch wird der Rückgang der Anzahl geförderter Wohnungen durch das Auslaufen der Förderung (Dransfeld und Hemprich 2017: 57; Haller und Schardt 2022: 13) sowie die geschätzte Fehlbelegungsquote der Sozialwohnungen durch Gutverdiener von etwa der Hälfte beschrieben (bulwiengesa AG 2022: 46).

Die bulwiengesa AG (2022: 43) kritisiert Quoten von 50% bis 60% gefördertem Wohnungsbau und schlägt stattdessen ein Anteil von einem Drittel vor. Die Forderung basiert auf der These, dass „[j]e größer die Quote des öffentlich geförderten Wohnungsbaus ist, desto höhere, umzulegende Kosten entstehen. Gleichzeitig verringert sich der Anteil der freifinanzierten Einheiten, die die Aufwendungen refinanzieren können“ (bulwiengesa AG 2022: 40-41). Durch eine Verringerung würde also auch „[d]ie weitere Miet- und Kaufpreissteigerung der freifinanzierten Wohneinheiten [...] gebremst“ (ebd.: 47) werden. Jedoch konnte anhand des DiD-Modells bereits eine preistreibende Wirkung bei einer Quote von zumeist 30-33% gefördertem Wohnungsbau (16 von 19 Kommunen) geschätzt werden.

Hinsichtlich der im Rahmen dieser Studie erzielten Ergebnisse sind angenommene Wirkungskette, wonach die Schaffung von geförderten Wohnungen zu bezahlbarem Wohnraum für Haushalte mit niedrigen und mittleren Einkommen führt, sowie Effizienz des Instrumentes in Frage zu stellen. Aus der Perspektive der Kommunen ist dies zwar insofern gegeben, als dass öffentliche Mittel bei der Herstellung von bezahlbarem Wohnraum geschont werden. Wenn aber die Situation der Zielgruppe nicht verbessert werden kann, sind auch diese eingebrachten Ressourcen nicht effizient eingesetzt.

Es muss eine positive Wirkung der SoBoN beschrieben werden können, um den Einsatz von Mitteln der Planungsbegünstigten legitimieren zu können. Vor allem aber muss die Wirkung gegenüber der Endkonsument*innen beschrieben werden können, welche mit den Konsequenzen des Eingriffs in den Markt umgehen müssen. Im Interesse aller Beteiligten müssen die konzeptionellen Schwächen des Instrumentes in den Fokus gerückt und einer detaillierteren Betrachtung unterzogen werden, um sicherzustellen, dass die beabsichtigte Wirkung auch tatsächlich eintritt.

Es ergibt sich außerdem die Fragestellung, inwiefern sich Instrumente wie die SoBoN mit ihrer langfristig angelegten Wirkung überhaupt eignen, um unter sich schnell verändernden Marktverhältnissen sowie der Abhängigkeit von politischen Mehrheiten reaktionsfähig zu bleiben. Dieses Spannungsfeld muss bei der Festlegung der Regelungstiefe und Inhalten der SoBoN berücksichtigt werden.

Evaluierung

Bislang gibt es keine ausreichende Evaluation der SoBoN-Regelungen. Es stellt sich folglich die Frage, wie der Erfolg des Instruments bemessen werden kann und vor allem, wie sichergestellt werden kann, dass die erzielte Wirkung wirklich jene ist, die angestrebt wird. In einer weiterführenden Betrachtung sollte nicht eruiert werden, ob Planungsbegünstigte beteiligt oder neue Instrumente entwickelt werden sollten, sondern wie die SoBoN modifiziert werden kann, um mobilisierte Mittel zielgerichteter einzusetzen (Ginski und Schmitt 2013: 4). Eine strukturierte Prüfung durch eine Evaluierung kann als Zugewinn für alle Beteiligten betrachtet werden. Eine mit der Evaluierung einhergehende Versachlichung der Debatte gewinnt vor dem Hintergrund der im Stadt- und Gemeinderat verorteten Entscheidungsstruktur zum Beschluss von SoBoN-Regelungen an Bedeutung, um eine politische Instrumentalisierung der SoBoN zu vermeiden.

7. FAZIT, LIMITATION UND AUSBLICK

Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, anhand einer empirischen Untersuchung Evidenz für die kausale Wirkung der SoBoN zu schaffen, da bislang keine Wirkungsuntersuchung für das in der Praxis relevante Instrument vorliegt. Mit der Durchführung des DiD-Modells konnte erstmalig empirische Evidenz für die Kausalhypothese geschaffen werden. Die Schaffung von objektiver Evidenz im politischen Kontext stellt dabei eine besondere Herausforderung dar (Sager et al. 2021: 101). Das Instrumentarium zur Evaluierung kausaler Effekte von politischen Maßnahmen ist nach Kugler et al. (2014: 1) ausreichend entwickelt, „um sich in der praktischen Anwendung als nützlich zu erweisen“, worunter auch der DiD-Ansatz fällt (ebd.). Dennoch ist bei einer Betrachtung der Ergebnisse stets zu hinterfragen, ob sich die Umstände einer komplexen Realität in einem Modell abbilden lassen.

Für die Untersuchung wurden die Kernziele der SoBoN hinsichtlich der Frage untersucht, inwiefern die angestrebten Ziele des Instruments der Sozialgerechten Bodennutzung erreicht werden. Die Grundlage zur Beantwortung wurde in der Diskussion geschaffen, in welcher die Erreichung der Teilziele anhand der Erkenntnisse der Literaturrecherche sowie des DiD-Modells im Hinblick auf die angenommene Wirkungskette behandelt wurden.

Bezüglich des Outputs bzw. dem Ziel der Schaffung von gefördertem Wohnraum ist festzuhalten, dass die Festlegung der Zielsetzungen in den betrachteten Kommunen unzureichend ist, da sie nicht quantifiziert wurde und damit auch das Handeln der Kommune nicht transparent wird. Dort wo Zielzahlen festgelegt wurden, waren diese bislang nominell zu niedrig und konnten trotz dessen nicht eingehalten werden. Die in der Kritik an der SoBoN beschriebene negative Auswirkung auf die Anzahl der Wohnungsfertigstellungen kann anhand der Ergebnisse des DiD-Modells nicht beobachtet werden. Die Ergebnisse deuten bei einem möglichen Effekt der SoBoN eher auf eine Erhöhung als eine Senkung der Anzahl der Wohnungsfertigstellungen je 1.000 EW hin. Die durchgeführten ergänzenden Signifikanztests stützen die Interpretation, dass die Auswirkungen der SoBoN eher geringfügig positiv sind (s. Kap. 6). Damit wird einer der Hauptkritikpunkte für die Anwendung der SoBoN ausgeräumt (Hinweis: Ausgestaltung der betrachteten SoBoN Regelungen mit 30% gefördertem Wohnraum beachten). Trotz der hohen Relevanz der SoBoN in der öffentlichen Debatte wurde anhand der Betrachtung des Outputs deutlich, dass die Problemlösungskapazität der SoBoN zur Schaffung bezahlbaren Wohnraumes nicht ausreichend ist und mit weiteren Instrumenten herbeigeführt werden muss. Der ausschließliche Verlass auf den Neubau ist unzureichend, da die hierdurch erzielbare Anzahl von geförderten Einheiten nicht ausreicht, um die Wohnungsmarktsituation für Haushalte mit unteren und mittleren Einkommen zu entspannen.

Anhand der Schätzung des Outcomes und der Betrachtung der Zielsetzung zur Versorgung der anspruchsberechtigten Gruppen mit bezahlbarem Wohnraum kann darauf geschlossen werden, dass durch die preistreibende Wirkung der SoBoN im freien Wohnungsmarktsegment, eine gegenteilige Wirkung für anspruchsberechtigte Haushalte, die keinen Zugriff auf geförderte Wohnungen erhalten, einhergeht. Damit wird das Ziel, Haushalte mit niedrigen und mittleren Einkommen mit bezahlbarem Wohnraum zu versorgen, ausschließlich für solche Haushalte erreicht, welche tatsächlich auch Zugang zu geförderten Einheiten erhalten. Die anhand des DiD-Modells gemessene Verfehlung des Ziels geht auch mit der unzureichenden Erfüllung des Ziels des Outputs sowie der unzureichenden Problemlösungskapazität der SoBoN einher, sodass die Zahl anspruchsberechtigter Haushalte weit über der Anzahl verfügbarer geförderter Einheiten liegt.

Fraglich ist, wie eine Lösung dieser Problematik aussehen kann, da in der Studie der bulwiengesa AG (2022: 43) der Rückgang der preistreibenden Wirkung bei einer Quote von einem Drittel gefördertem

Wohnraum prognostiziert wird, die Schätzung des DiD-Modells jedoch auch bei 30-33% gefördertem Wohnungsbau auf eine preistreibende Wirkung deutet. Außerdem ist die langfristig weitreichende Wirkung des preistreibenden Effekts zu berücksichtigen. Angebotsmieten finden Eingang bei einer Neuaufstellung des Mietspiegels und begründen damit auch die Möglichkeit zur Anhebung von Bestandsmieten. Die konzeptionellen Schwächen, die zur preistreibenden Wirkung führen, wie die Anführung der Mischkalkulation durch Bauträger*innen, müssen daher ausführlicher betrachtet werden und bilden Anknüpfungspunkte zur Überarbeitung des Instrumentes.

Aus der Untersuchung des Impacts ging hervor, dass die langfristig angestrebten Ziele noch nicht messbar sind. Die bisherigen Messversuche ergeben nur ungenaue Effekte. Eine Untersuchung in etwa fünf Jahren könnte mehr Aufschluss über die Erreichung der langfristigen Wirkung geben. Bei der Ausgestaltung der SoBoN muss das Spannungsfeld der auf langfristige Zeiträume ausgelegten Bodenpolitik und sich schnell verändernden Marktbedingungen hinsichtlich der Anpassung von SoBoN-Regelungen kritisch betrachtet werden.

Abschließend ist nochmals auf die Grenzen der Studie hinzuweisen, welche insbesondere im Kap. 5.4 thematisiert werden. Die Grenzen dieser Studie sind auf drei Ebenen anzusetzen: Der übergeordneten Auswahl des Evaluationansatzes, der Wahl des DiD-Modells sowie der Ausführung des DiD-Modells. Diese sollen nun kurz dargestellt werden, da die bedingte Aussagekraft hinsichtlich der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen ist.

Bei der theoriegeleiteten Evaluation wird kritisiert, dass Kontextfaktoren, „die den Erfolg oder Misserfolg eines Programms maßgeblich beeinflussen“ (Sager et al. 2021: 66-67) unberücksichtigt bleiben. Während hier versucht wird, externe Effekte auszuschließen, stellt bei der „Realistischen Evaluation [...] der Kontext das entscheidende Element [dar], das die Wirkungen einer Maßnahme auslöst“ (ebd.: 72). Allerdings findet die Realistische Evaluation aufgrund ihrer Komplexität kaum praktische Anwendung im deutschen Kontext (ebd.: 73), weshalb Expert*inneninterviews geführt wurden, um den Blick „für alternative Erklärungszusammenhänge“ (ebd.: 73) zu weiten.

Im Allgemeinen ist auf das aktive Forschungsgebiet der DiD-Modelle hinzuweisen, weshalb für das Modell von Callaway und Sant'Anna (Huntington-Klein 2021: Kap. 18.3.1) nicht ausgeschlossen werden kann, dass zu einem späteren Zeitpunkt Fehler offengelegt werden, so wie derzeit z.B. für die TWFE-Modelle.

Aus der Anwendung des DiD-Modells gehen die Limitationen insbesondere aus dem Kap. 5.4 und der Frage hervor, ob sich eine komplexe Umwelt durch ein Modell beschreiben lässt. In Kap. 5.4 wurde ausführlich auf die Einschränkungen in der Anwendung des Modells insb. hinsichtlich der Einhaltung der Modelannahmen eingegangen und z.T. Lösungen formuliert.

Nichtsdestotrotz können wichtige Erkenntnisse aus der Durchführung des Modells geschlossen werden, welche z.T. durch weitere Standardverfahren (Rangsummenverfahren und Kolmogorov-Smirnov-Test) plausibilisiert wurden. Es lässt sich jedoch abschließend festhalten, dass weitere, detailliertere Evaluationen der SoBoN-Regelung notwendig werden, wobei grundsätzlich Hilfestellungen für Kommunen zur Evaluierung ihrer Instrumente etabliert werden sollten. Das hier genutzte Modell kann einerseits durch die Berücksichtigung der Limitationen verbessert werden, andererseits sollten auch ergänzende Messverfahren genutzt werden, um Ergebnisse zu überprüfen. Dabei sollten bei einer weiteren Untersuchung zusätzlich Erhebungsmethoden einbezogen werden, die vermehrt qualitative Aspekte einschließen.

Zusammenfassend leistet diese Studie einen wichtigen Beitrag zur Reflexion angewandter Instrumente. Die ermittelten Informationen unterstreichen die Aktualität und Relevanz einer Evaluierung von SoBoN-Regelungen. Es wurde aufgezeigt, dass mehr Rationalität und Empirie Eingang in die Planung finden müssen. Schließlich findet die SoBoN seit weit mehr als 25 Jahren Anwendung. Gleichzeitig besteht Unwissen über die tatsächlichen Wirkungen des Instrumentes. In der LHM ist in diesem räumlichen Kontext am ehesten davon auszugehen, dass Ressourcen für eine Evaluation im Vergleich zu kleineren Kommunen zur Verfügung stehen.

LITERATURVERZEICHNIS

- ADRIAN, Luise, Arno Bunzel, Daniela Michalski und Ricarda Pätzold (2021): Aktive Bodenpolitik: Fundament der Stadtentwicklung. Bodenpolitische Strategien und Instrumente im Lichte der kommunalen Praxis. Difu Sonderveröffentlichung, Januar 2021. Berlin: Deutsches Institut für Urbanistik.
- BAYERISCHES LANDESAMT FÜR STATISTIK (2022): Genesis-Online. Die Datenbank des Bayerischen Landesamtes für Statistik. <<https://www.statistikdaten.bayern.de/genesis/online#astructure>>, Zugriff am 22.12.2022.
- BNP PARIBAS REAL ESTATE (BNP) (2021): München. Wohnungsmarkt. City Report 2021, City Report Wohnen München. München: BNP Paribas Real Estate.
- BULWIENGESA AG (2022): Baualandmodelle und ihre Auswirkungen auf den Wohnungsmarkt. Report. Berlin: Bulwiengesa AG.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERKEHR, BAU UND STADTENTWICKLUNG (BMVBS) (2012) Evaluierung der Städtebauförderung. Leitfaden für Programmverantwortliche. Report. Berlin: BMVBS.
- CALLAWAY, Brantly und Pedro Sant'Anna (2020): Difference-in-Differences with Multiple Time Periods. In: Journal of Econometrics, 225 (2), 200-230.
- CALLAWAY, Brantly, Andrew Goodman-Bacon und Pedro Sant'Anna (2021): Difference-in-Differences with a Continuous Treatment.
- CALLAWAY, Brantly und Pedro Sant'Anna (2021b). did: Difference in Differences. (2.1.2) [Computer software]. <<https://bcallaway11.github.io/did/>>
- CALLAWAY, Brantly und Pedro Sant'Anna (2022). Getting Started with the did Package. <<https://bcallaway11.github.io/did/articles/did-basics.html>>, Zugriff: 23.02.23
- CALLAWAY, Brantly und Pedro Sant'Anna (2022b). Introduction to DiD with Multiple Time Periods. <<https://cran.r-project.org/web/packages/did/vignettes/multi-period-did.html>>, Zugriff: 23.02.23
- DRANSFELD, Egbert und Christian Hemprich (2017): Kommunale Boden- und Liegenschaftspolitik. Wohnbau- und Baulandstrategien und Baulandbeschlüsse auf dem Prüfstand. Report. Dortmund: Forum Baulandmanagement NRW.
- EGNER, Björn, Stephan Grohs und Tobias Robischon (2021): Die Rückkehr der Wohnungsfrage. Ansätze und Herausforderungen lokaler Politik. Stadtforschung aktuell, Wiesbaden: Springer VS
- FELSCH, Bernadette-Julia (2014): Spekulation mit Bauland: Wem gehört der Planwertgewinn?. In: Standpunkte, 2014 (01), 2-6.
- FREUDENBERG, Jens und Christian Huttenloher (2016): Mehr Bauland für bezahlbaren Wohnungsbau. Gute Beispiele kommunaler Boden- und Liegenschaftspolitik. Report, Dezember 2016. Berlin: Deutscher Verband für Wohnungswesen, Städtebau und Raumordnung e.V..
- FRITSCH, Michael (2014): Marktversagen und Wirtschaftspolitik. Mikroökonomische Grundlagen staatlichen Handelns. 9. Auflage, München: Franz Vahlen.
- GINSKI, Sarah und Gisela Schmitt (2013): Wohnungsknappheit in Großstädten – was tun? In: Raumplanung: Fachzeitschrift für räumliche Planung und Forschung, 169 (4), 8-14.
- JUNKER, Tobias (2010): Rechtliche Möglichkeiten und Grenzen einer Abschöpfung planungsbedingter Bodenwertsteigerungen durch Gemeinden. Inaugural-Dissertation, Universität zu Köln, Köln.
- HALLER, Tina und Florian Schardt (2022) : Lösungsmodelle zur Schaffung bezahlbaren Wohnraums. Eine Betrachtung der SoBoN-Gestaltung im Landkreis München. Report, 2020. o.O.: Friedrich-Ebert-Stiftung e.V.
- HUNTINGTON-KLEIN, Nick (2021): The Effect. An Introduction to Research Design and Causality. o.O.: Chapman & Hall.
- HELBRECHT, Ilse und Francesca Weber- Newth (2017): Die Abschöpfung des Planungsmehrwerts als Repolitisierung der Planung? Eine neue Perspektive auf die aktuelle Wohnungsfrage. In: sub|urban. Zeitschrift für kritische Stadtforschung, 2017 Band 5 (Heft 1/2), 61-86.
- KLÖPPEL, Sebastian, Hilmar von Lojewski, Timo Munzinger, Eva M. Niemeyer (2017): Neuausrichtung der Wohnungs- und Baulandpolitik. Positionspapier des Deutschen Städtetages, September 2017. Berlin und Köln: Deutscher Städtetag.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (LHM, Referat für Stadtplanung und Bauordnung) (2012): Wohnen in München V. Wohnungsbauoffensive 2012-2016. Perspektive München, Konzepte, Report. München: Landeshauptstadt München.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (LHM, Referat für Stadtplanung und Bauordnung) (2017): Die Verfahrensgrundsätze zur Sozialgerechten Bodennutzung in der Fassung vom 26.07.2006. München: Landeshauptstadt München.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (LHM, Referat für Stadtplanung und Bauordnung) (2017b) : Wohnungspolitisches Handlungsprogramm. „Wohnen in München VI“ 2017-2021. Report Perspektive München, Frühjahr 2017. München: Landeshauptstadt München.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (LHM, Referat für Stadtplanung und Bauordnung) (2020): Die Sozialgerechte Bodennutzung. Der Münchner Weg. 4. Auflage. München: Landeshauptstadt München.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (LHM, Referat für Stadtplanung und Bauordnung) (2020b): Wohnungsmarktbarometer 2020. München: Landeshauptstadt München.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (LHM, Sozialreferat) (2021) : Mietspiegel für München. <<https://stadt.muenchen.de/infos/mietspiegel.html>>, Zugriff am 02.03.2023.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (LHM, Referat für Stadtplanung und Bauordnung) (2022): Die Sozialgerechte Bodennutzung 2021 der Landeshauptstadt München. München: Landeshauptstadt München.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (LHM, Referat für Stadtplanung und Bauordnung) (2022b): Wohnungsbauatlas. Für München und Region. München: Landeshauptstadt München.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (LHM) (2022c): Statistik und Registerdaten. <<https://stadt.muenchen.de/rathaus/daten-fakten/statistik.html>>, Zugriff am 22.12.2022.
- Mores, Ricarda (2023): Evaluierung des regulativen Instruments „Sozialgerechte Bodennutzung“ [unveröffentlichte Masterthesis]. Technische Universität München.
- PEHLKE, David und Stefan Siedentop (2021): Die Regulierungsintensität der regionalen Planung zur Steuerung der Wohnsiedlungsentwicklung. Eine Planinhaltsanalyse der deutschen Raumordnungspläne und der schweizerischen kantonalen Richtpläne. ILS-Working Paper, 4. Dortmund: Institut für Landes- und Stadtentwicklungsforschung.
- R CORE TEAM (2022). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <<https://www.R-project.org/>>
- REES, Gabriele, Carolin Lutz-Herrmann (2021): Wohnimmobilien - Marktbericht München. Kaufpreise für Häuser, Eigentumswohnungen und Bauland sowie Mietpreise, aktuelle Projekte, Trends und Perspektiven. Report, PPV2IF. München: UniCredit Bank.
- REISS-SCHMIDT, Stephan (2021): Das Wachstumsdilemma. Stadt weiterbauen, aber wie? – Fallstudie München. In: pnd - rethinking planning, 2021 (01), 129-146.
- RINK, Dieter und Björn Egner (Hrsg.) (2020): Lokale Wohnungspolitik. Beispiele aus deutschen Städten. Lokale Politik, Band 4, 1. Auflage, Baden-Baden: Nomos.
- RSTUDIO TEAM (2022). RStudio: Integrated Development Environment for R (2022.7.2.576) [Computer software]. <<http://www.rstudio.com/>>
- SAGER, Fritz, Susanne Hadorn, Andreas Balthasar und Céline Mavrot (2021): Politikevaluation. Eine Einführung. Wiesbaden: Springer VS.
- SCHNORR, Wolfgang (1978): Der Planungswertausgleich (PWA). Analyse der finanzpolitischen Möglichkeiten und Grenzen unter besonderer Berücksichtigung seiner praktischen Realisierbarkeit. Dissertation, Johannes Gutenberg Universität, Mainz.
- SIMON, Matthias, Gerhard Spieß und Marc Wißmann (2017): Sozialgerechte Bodennutzung in Kommunen des Wirtschaftsraums München. Report, 2017. München: Planungsverband Äußerer Wirtschaftsraum München.
- STIFTUNG ZEWO (ZEWO) (2013): Leitfaden zur Wirkungsmessung für NPO im Gesundheits-, Sozial- und Umweltbereich mit Dienstleistungen und Projekten im Inland. Zürich: Stiftung Zewo.
- STOCKMANN, Reinhard und Wolfgang Meyer (2014): Evaluation. Eine Einführung. UTB, Band 8337, 2. Auflage, Opladen: Verlag Barbara Budrich.
- WICKHAM, Hadley und Jennifer Bryan (2022). _readxl: Read Excel Files. (1.4.1) [Computer software]. <<https://CRAN.R-project.org/package=readxl>>
- ZHENG, Alice und Amanda Casari (2019) : Merkmalskonstruktion für Machine Learning. Prinzipien und Techniken der Datenaufbereitung. o.O.: dpunkt.
- ZUUR, Alain und Elena Ieno (2016): A protocol for conducting and presenting results of regression-type analyses. In: Methods in Ecology and Evolution, 7 (6), 636-645.

BESCHLÜSSE

BUNDESVERFASSUNGSGERICHT B. v. 12.01.1967 – BVerfGE 21, 82
 GEMEINDERAT GAUTING, B. v. 29.09.2015 – o.A. (Richtlinie zur sozialgerechten Wohnraumförderung auf der Grundlage einer sozialgerechten Bodennutzung in der Gemeinde Gauting)
 GEMEINDERAT GRÖBENZELL, B. v. 12.09.2019 – 661,660.
 HOHENBRUNN, B. v. 25.05.2021 – o.A. (Planungsrichtlinie SoBoN)
 GEMEINDERAT KARLSFELD, B. v. 23.02.217 – o.A. (Sozialgerechte Bodennutzung)
 GEMEINDERAT KIRCHHEIM, B. v. 07.12.2015 – o.A. (Verfahrensgrundsätze zur Sozialgerechten Bodennutzung)
 GEMEINDERAT KIRCHHEIM, B. v. 11.04.2017 – o.A. (Verfahrensgrundsätze zur Sozialgerechten Bodennutzung)
 GEMEINDERAT KIRCHHEIM, B. v. 06.07.2021 – o.A. (Verfahrensgrundsätze zur Sozialgerechten Bodennutzung)
 GEMEINDERAT OLCHING, B. v. 10.11.2016 – VL 2016/0337
 GEMEINDERAT PLANEGG, B. v. 06.10.2014 – o.A. (Richtlinie zur sozialgerechten Wohnraumförderung in Planegg)
 GEMEINDERAT PUTZBRUNN, B. v. 25.10.2016 – VL D7/246-16
 GEMEINDERAT TAUFKIRCHEN (MILS), B. v. 07.11.2017 – o.A. (Ansiedlungsmodell zur sozialgerechten Bodennutzung bei der Vergabe von vergünstigtem Wohnraum)
 GEMEINDERAT UNTERFÖHRING, B. v. 14.12.2017 – Az.: 31-17/00086
 GEMEINDERAT ZORNEDING, B. v. 17.12.2021 – VL-238/2021.
 STADTRAT ERDING, B. v. 2016 – o.A. (Grundsatzbeschluss zur Beschaffung bezahlbaren Wohnraums)
 STADTRAT FREISING, B. v. 31.01.2017 – D7/66-17
 STADTRAT FÜRSTENFELDBRUCK, B. v. 26.07.1997 – o.A. (Betreff Sozialgerechte Bodennutzung)
 STADTRAT FÜRSTENFELDBRUCK, B. v. 25.02.2014 – SA 173
 STADTRAT FÜRSTENFELDBRUCK, B. v. 04.10.2016 – SV 11.02.2016 & SA 58
 STADTRAT FÜRSTENFELDBRUCK, B. v. 29.11.2016 – o. A. (TOP 7)
 STADTRAT FÜRSTENFELDBRUCK, B. v. 20.04.2019 – SV 1705/2019
 STADTRAT FÜRSTENFELDBRUCK, B. v. 24.11.2020 – SA 193/2020-2026
 STADTRAT FÜRSTENFELDBRUCK, B. v. 29.09.2020 – SV 2200/2020
 STADTRAT FÜRSTENFELDBRUCK, B. v. 27.10.2020 – SA 178/2014-2020
 STADTRAT GARCHING B. MÜNCHEN, B. v. 27.06.2019 – o.A. (Richtlinie der Stadt Garching b. München zur sozialgerechten Bodennutzung und zur Erhebung infrastruktureller Folgekosten)
 STADTRAT GARCHING B. MÜNCHEN, B. v. 28.10.2021 – o.A. (Richtlinie der Stadt Garching b. München zur sozialgerechten Bodennutzung und zur Erhebung infrastruktureller Folgekosten)
 STADTRAT GRAFING, B. v. 22.09.2015 – BWUA/014/2015
 STADTRAT GRAFING, B. v. 14.11.2017 – StR/041/2017
 STADTRAT GRAFING, B. v. 21.02.2022 – FB 3/062/2022
 STADTRAT LANDSBERG A. LECH, B. v. 23.09.2015 – o.A. (Richtlinie zur Sozialgerechten Bodennutzung)
 STADTRAT LANDSBERG A. LECH, B. v. 15.07.2020 – o.A. (Richtlinie zur Sozialgerechten Bodennutzung)
 STADTRAT MÜNCHEN, B. v. 27.06.2012 - VL 08-14/V 09511
 STADTRAT MÜNCHEN, B. v. 26.07.2017 – VL 14-20/09249
 STADTRAT MÜNCHEN, B. v. 10.10.2018 – VL 14-20/V 12595
 STADTRAT MÜNCHEN, B. v. 28.07.2021 – VL 20-26/V 03932
 STADTRAT UNTERSCHLEISSHEIM, B. v. 27.11.2014 – o.A. (Grundsatzbeschluss zur Baulandentwicklung (SoBoN))

ANHANG FUNKTIONSAUFRUFE UND ERGEBNISSE AUS RSTUDIO

1. FERTIGGESTELLTE WOHNUNGEN JE 1.000 EW

1.1. UNBEDINGTE ANNAHME PARALLELER TRENDS

```
> out1 <- att_gt(yname = „FWhgje1000“,
+ gname = „first_treat“,
+ idname = „PanellID“,
+ tname = „Jahr“, control_group = „nevertreated“,
+ xformula = ~1,
+ data = TestDataset4,
+ est_method = „dr“
+ )
```

Warnmeldungen:

1: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, : Be aware that there are some small groups in your dataset.

Check groups: 2014,2015,2016,2017,2019,2021.

2: In att_gt(yname = „FWhgje1000“, gname = „first_treat“, idname = „PanellID“, : Not returning pre-test Wald statistic due to singular covariance matrix

```
> summary(out1)
```

Call:

```
att_gt(yname = „FWhgje1000“, tname = „Jahr“, idname = „PanellID“, gname = „first_treat“, xformula = ~1,
data = TestDataset4, control_group = „nevertreated“, est_method = „dr“)
```

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Group-Time Average Treatment Effects:

Group	Time	ATT(g,t)	Std. Error	[95% Simult. Conf. Band]
2014	2012	0.4052	1.9768	-4.3130 5.1235
2014	2013	-0.3264	3.3858	-8.4075 7.7547
2014	2014	5.6856	5.3821	-7.1603 18.5315
2014	2015	11.8718	9.1772	-10.031933.7756
2014	2016	2.5177	1.4790	-1.0124 6.0478
2014	2017	2.0539	4.3034	-8.2173 12.3252
2014	2018	-0.9250	0.9963	-3.3029 1.4529
2014	2019	26.4614	39.9270	-68.8347121.7574
2014	2020	0.2759	1.3441	-2.9322 3.4841
2014	2021	-1.5125	0.6894	-3.1578 0.1329
2015	2012	-0.0531	0.6856	-1.6894 1.5833

2015 2013	0.1759	0.5024	-1.0233	1.3751
2015 2014	0.0443	1.4612	-3.4433	3.5319
2015 2015	-1.0606	1.5035	-4.6492	2.5279
2015 2016	-1.7442	1.7471	-5.9141	2.4258
2015 2017	-1.7028	1.0524	-4.2147	0.8091
2015 2018	1.9037	3.1450	-5.6028	9.4101
2015 2019	-1.5562	0.9060	-3.7187	0.6063
2015 2020	-0.3421	1.2294	-3.2765	2.5923
2015 2021	2.4164	1.8976	-2.1128	6.9456
2016 2012	1.6594	0.6789	0.0391	3.2798 *
2016 2013	-0.6110	1.1876	-3.4456	2.2236
2016 2014	0.0774	2.9194	-6.8905	7.0453
2016 2015	0.8565	2.7001	-5.5879	7.3008
2016 2016	-1.1974	0.5038	-2.3999	0.0051
2016 2017	-1.6246	1.7907	-5.8986	2.6495
2016 2018	-2.9208	0.8183	-4.8738	-0.9678 *
2016 2019	-2.7918	1.9757	-7.5073	1.9238
2016 2020	-3.5157	1.2362	-6.4662	-0.5653 *
2016 2021	1.5361	2.4344	-4.2741	7.3463
2017 2012	-4.7037	3.8055	-13.7865	4.3790
2017 2013	2.0462	2.7578	-4.5360	8.6284
2017 2014	0.9276	3.3433	-7.0520	8.9073
2017 2015	-2.3437	3.8041	-11.4233	6.7359
2017 2016	-0.8820	0.9036	-3.0387	1.2747
2017 2017	2.3296	3.7126	-6.5314	11.1906
2017 2018	-1.0326	1.5997	-4.8507	2.7855
2017 2019	0.0609	1.1075	-2.5825	2.7043
2017 2020	-1.2587	1.3551	-4.4930	1.9756
2017 2021	-0.3898	1.1515	-3.1382	2.3585
2019 2012	-14.4435	10.8471	-40.3330	11.4460
2019 2013	-0.1891	0.8089	-2.1196	1.7415
2019 2014	1.7098	0.4315	0.6798	2.7397 *
2019 2015	-0.7540	1.4031	-4.1028	2.5949
2019 2016	0.2640	1.5058	-3.3300	3.8579
2019 2017	-0.6502	0.7689	-2.4855	1.1851
2019 2018	-1.1593	1.6714	-5.1485	2.8300
2019 2019	2.4692	3.0213	-4.7418	9.6802
2019 2020	0.4329	1.1533	-2.3198	3.1857
2019 2021	2.2465	1.5743	-1.5110	6.0039
2021 2012	-1.2463	0.8915	-3.3742	0.8816
2021 2013	1.7674	0.7323	0.0196	3.5152 *
2021 2014	-0.6937	0.4718	-1.8199	0.4324
2021 2015	-1.7072	0.6311	-3.2134	-0.2010 *
2021 2016	2.3503	1.0384	-0.1281	4.8288
2021 2017	0.9967	1.5039	-2.5927	4.5861
2021 2018	-1.9827	2.8503	-8.7856	4.8202
2021 2019	-1.3470	0.9074	-3.5129	0.8188
2021 2020	2.6919	1.9678	-2.0047	7.3884
2021 2021	2.1096	2.4627	-3.7683	7.9875

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

```
Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0
Estimation Method: Doubly Robust
> ggdid(out1)
> es1 <- aggte(out1, type = „dynamic“, na.rm = TRUE)
> summary(es1)
```

```
Call:
aggte(MP = out1, type = „dynamic“, na.rm = TRUE)
```

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Overall summary of ATT's based on event-study/dynamic aggregation:

ATT	Std. Error	[95% Conf. Int.]
0.8354	1.3437	-1.7982 3.4689

Dynamic Effects:

Event time	Estimate	Std. Error	[95% Simult. Conf. Band]
-9	-1.2463	0.9193	-3.4923 0.9998
-8	1.7674	0.6971	0.0642 3.4706 *
-7	-8.5508	7.3543	-26.5185 9.4170
-6	-0.8397	0.6081	-2.3253 0.6459
-5	-0.4477	1.8387	-4.9401 4.0447
-4	0.9384	0.9636	-1.4159 3.2926
-3	-0.1793	0.9263	-2.4424 2.0838
-2	-0.7135	0.9039	-2.9219 1.4948
-1	0.1002	0.6577	-1.5066 1.7070
0	1.4530	1.1402	-1.3327 4.2387
1	0.5585	1.5658	-3.2670 4.3840
2	-0.0770	0.6860	-1.7529 1.5989
3	-0.1298	1.3228	-3.3617 3.1021
4	-1.5524	0.6133	-3.0508 -0.0540 *
5	6.2403	7.8533	-12.9466 25.4272
6	1.7029	1.2319	-1.3068 4.7126
7	-1.5125	0.7174	-3.2653 0.2404

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

```
Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0
Estimation Method: Doubly Robust
> ggdid(es1)
```

1.2 BEDINGTE ANNAHME PARALLELER TRENDS

```
> out2 <- att_gt(yname = „FWhgje1000“,
+ gname = „first_treat“,
+ idname = „PanelID“,
+ tname = „Jahr“, control_group = „nevertreated“,
+ xformula = ~EW+BWhgje1000+NiedrigesEK+
+ NatuerlicheEWentwicklungje1000+WflVerbrauch+GWhgje1000,
+ data = TestDataset4,
+ est_method = „dr“
+)
```

Warnmeldungen:

1: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, :
 Be aware that there are some small groups in your dataset.
 Check groups: 2014,2015,2016,2017,2019,2021.
 2: glm.fit: Algorithmus konvergierte nicht
 3: glm.fit: Angepasste Wahrscheinlichkeiten mit numerischem Wert 0 oder 1 aufgetreten 4:
 In compute.att_gt(dp) :
 overlap condition violated for 2014 in time period 2012
 5: glm.fit: Angepasste Wahrscheinlichkeiten mit numerischem Wert 0 oder 1 aufgetreten 6:
 glm.fit: Angepasste Wahrscheinlichkeiten mit numerischem Wert 0 oder 1 aufgetreten
 > summary(out2)

Call:

```
att_gt(yname = „FWhgje1000“, tname = „Jahr“, idname = „PanelID“, gname = „first_treat“, xformula = ~EW
+ BWhgje1000 + NiedrigesEK + NatuerlicheEWentwicklungje1000 + WflVerbrauch + GWhgje1000, data
= TestDataset4, control_group = „nevertreated“, est_method = „dr“)
```

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Group-Time Average Treatment Effects:

Group Time ATT(g,t) Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

Year	NA	NA	NA	NA
2014 2012				
2014 2013	-7.9638	6.7696	-24.9725	9.0450
2014 2014	8.5314	2.1465	3.1382	13.9245 *
2014 2015	15.1956	6.4350	-0.9724	31.3637
2014 2016	7.3798	2.7688	0.4232	14.3364 *
2014 2017	8.5710	2.8396	1.4366	15.7054 *
2014 2018	3.3425	1.6994	-0.9273	7.6122
2014 2019	30.1303	20.5417	-21.4812	81.7417
2014 2020	5.8024	1.3845	2.3239	9.2809 *
2014 2021	2.9830	1.5921	-1.0171	6.9831
2015 2012	0.3647	1.2379	-2.7456	3.4751
2015 2013	1.0967	0.7221	-0.7176	2.9110
2015 2014	0.2534	1.1734	-2.6949	3.2017
2015 2015	-0.1404	1.2380	-3.2508	2.9700
2015 2016	-0.7739	2.3411	-6.6559	5.1082
2015 2017	-1.1586	1.1329	-4.0050	1.6878
2015 2018	3.4535	3.7359	-5.9331	12.8402
2015 2019	-0.3620	2.2417	-5.9945	5.2704
2015 2020	0.7416	2.0713	-4.4626	5.9458
2015 2021	3.4227	3.0234	-4.1737	11.0190

2016 2012	2.1791	0.7828	0.2122	4.1460 *
2016 2013	-2.0421	2.4961	-8.3136	4.2295
2016 2014	0.9738	2.3375	-4.8992	6.8469
2016 2015	0.4473	0.6866	-1.2777	2.1723
2016 2016	-0.7597	0.7484	-2.6401	1.1208
2016 2017	-1.0181	1.5061	-4.8023	2.7660
2016 2018	-2.3176	0.9807	-4.7816	0.1464
2016 2019	-2.3109	1.8855	-7.0483	2.4266
2016 2020	-2.6765	0.7425	-4.5419	-0.8110 *
2016 2021	2.0554	3.5911	-6.9673	11.0781
2017 2012	-3.9791	3.4870	-12.7402	4.7821
2017 2013	0.6695	3.1137	-7.1537	8.4927
2017 2014	2.7520	2.9553	-4.6732	10.1772
2017 2015	-1.8748	3.3848	-10.3791	6.6295
2017 2016	-4.1136	2.7708	-11.0754	2.8482
2017 2017	3.1162	3.4093	-5.4497	11.6820
2017 2018	-0.9908	2.7285	-7.8462	5.8646
2017 2019	-0.8722	2.6031	-7.4126	5.6683
2017 2020	-0.2447	1.6301	-4.3404	3.8510
2017 2021	-0.6799	1.6202	-4.7505	3.3908
2019 2012	-14.2192	10.3166	-40.1400	11.7015
2019 2013	0.6289	1.1309	-2.2125	3.4703
2019 2014	2.2727	2.1369	-3.0964	7.6418
2019 2015	0.4184	2.1709	-5.0360	5.8727
2019 2016	-0.2942	2.7316	-7.1574	6.5690
2019 2017	-0.5621	1.6986	-4.8299	3.7057
2019 2018	-0.0741	1.9374	-4.9418	4.7935
2019 2019	2.7950	2.2072	-2.7505	8.3405
2019 2020	0.6315	0.9759	-1.8205	3.0836
2019 2021	2.0508	1.0322	-0.5425	4.6442
2021 2012	-0.2612	1.2407	-3.3785	2.8560
2021 2013	2.2063	0.4255	1.1373	3.2753 *
2021 2014	1.4729	0.8445	-0.6489	3.5948
2021 2015	-1.3273	0.8424	-3.4439	0.7893
2021 2016	1.9931	1.1434	-0.8798	4.8659
2021 2017	1.4205	1.4859	-2.3128	5.1538
2021 2018	-1.8770	3.1093	-9.6892	5.9351
2021 2019	-0.8008	0.4925	-2.0382	0.4367
2021 2020	2.6272	1.9375	-2.2407	7.4952
2021 2021	2.7194	3.7137	-6.6113	12.0501

 Signif. codes: `*` confidence band does not cover 0

P-value for pre-test of parallel trends assumption: 0 Control
 Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0 Estimation
 Method: Doubly Robust

```
> ggdid(out2) Warnmeldung: Removed 1 rows containing missing values (geom_point).
> es2 <- aggte(out2, type = „dynamic“, na.rm = TRUE)
> summary(es2)
```

Call:

```
aggte(MP = out2, type = „dynamic“, na.rm = TRUE)
```

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Overall summary of ATT's based on event-study/dynamic aggregation:

ATT	Std. Error	[95% Conf. Int.]	
2.5456	1.7201	-0.8257	5.9169

Dynamic Effects:

Event time Estimate Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

-9	-0.2612	1.1114	-3.0223	2.4998
-8	2.2063	0.4018	1.2082	3.2044 *
-7	-7.4940	7.2075	-25.4004	10.4124
-6	-0.2095	0.8565	-2.3374	1.9184
-5	-0.0769	1.9063	-4.8130	4.6591
-4	1.0822	1.0323	-1.4826	3.6469
-3	-0.0260	1.2168	-3.0490	2.9971
-2	-0.2690	0.9076	-2.5239	1.9859
-1	-1.1221	1.2245	-4.1642	1.9201
0	2.3012	1.2050	-0.6925	5.2950
1	1.3414	1.9764	-3.5688	6.2516
2	0.4640	1.0604	-2.1705	3.0984
3	1.7727	1.8264	-2.7649	6.3103
4	-0.4240	0.9491	-2.7820	1.9339
5	7.7103	7.9305	-11.9924	27.4131
6	4.2159	1.9072	-0.5223	8.9541
7	2.9830	1.6458	-1.1057	7.0717

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0

Estimation Method: Doubly Robust

> ggdid(es2)

2. ANGEBOTSMIETEN WOHNUNGEN

2.1 UNBEDINGTE ANNAHME PARALLELER TRENDS

```
> out3 <- att_gt(yname = „AMietenWhg“,
+ gname = „first_treat“,
+ idname = „PanellID“,
+ tname = „Jahr“, control_group = „nevertreated“,
+ xformula = ~1,
+ data = TestDataset1,
+ est_method = „dr“
+ )
```

Warnmeldungen:

1: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, :

Dropped 10 rows from original data due to missing data

2: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, :

Dropped 9 observations while converting to balanced panel.

3: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, :

Be aware that there are some small groups in your dataset.

Check groups: 2014,2015,2016,2017,2019.

4: In att_gt(yname = „AMietenWhg“, gname = „first_treat“, idname = „PanellID“, :

Not returning pre-test Wald statistic due to singular covariance matrix

> summary(out3)

Call:

att_gt(yname = „AMietenWhg“, tname = „Jahr“, idname = „PanellID“,

gname = „first_treat“, xformula = ~1, data = TestDataset1, control_group

= „nevertreated“, est_method = „dr“)

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Group-Time Average Treatment Effects:

Group Time ATT(g,t) Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

2014 2012	0.6552	0.2791	-0.0326	1.3429
2014 2013	-0.3248	0.2945	-1.0505	0.4010
2014 2014	0.2790	0.0522	0.1504	0.4076 *
2014 2015	0.2712	0.1587	-0.1198	0.6621
2014 2016	0.6485	0.7307	-1.1518	2.4489
2014 2017	0.9296	0.6645	-0.7077	2.5668
2014 2018	3.1728	0.5808	1.7417	4.6040 *
2014 2019	0.8671	2.1446	-4.4172	6.1514
2014 2020	2.6548	0.1021	2.4031	2.9064 *
2015 2012	-0.4100	0.5232	-1.6992	0.8793
2015 2013	0.1022	0.0899	-0.1192	0.3236
2015 2014	-0.0915	0.0782	-0.2842	0.1013

2015 2015	-0.0702	0.0974	-0.3102	0.1698
2015 2016	-0.3204	0.2253	-0.8756	0.2348
2015 2017	0.0349	0.2608	-0.6078	0.6775
2015 2018	0.2664	0.3624	-0.6265	1.1592
2015 2019	-1.0699	2.1114	-6.2723	4.1324
2015 2020	0.5573	0.3105	-0.2077	1.3223
2016 2012	0.2322	0.0851	0.0226	0.4419 *
2016 2013	0.5384	0.0845	0.3301	0.7468 *
2016 2014	-0.2856	0.1926	-0.7603	0.1890
2016 2015	0.4649	0.5568	-0.9071	1.8369
2016 2016	-0.2701	0.1296	-0.5893	0.0492
2016 2017	-0.7120	0.3112	-1.4787	0.0547
2016 2018	-0.2255	0.2480	-0.8366	0.3856
2016 2019	-1.0917	2.1556	-6.4031	4.2197
2016 2020	0.2272	0.2321	-0.3447	0.7990
2017 2012	0.1277	0.1545	-0.2530	0.5084
2017 2013	0.0631	0.2432	-0.5363	0.6624
2017 2014	-0.0062	0.4078	-1.0110	0.9986
2017 2015	0.1386	0.1153	-0.1456	0.4227
2017 2016	-0.0393	0.5588	-1.4161	1.3374
2017 2017	0.5334	0.2692	-0.1299	1.1968
2017 2018	0.9594	0.3772	0.0300	1.8887 *
2017 2019	-0.2808	2.1402	-5.5541	4.9926
2017 2020	1.2239	0.3713	0.3090	2.1387 *
2019 2012	-0.0340	0.1806	-0.4790	0.4110
2019 2013	0.2587	0.1368	-0.0784	0.5958
2019 2014	-0.0319	0.1423	-0.3826	0.3187
2019 2015	0.4708	0.3191	-0.3155	1.2571
2019 2016	-0.5306	0.5355	-1.8500	0.7888
2019 2017	0.2547	0.4161	-0.7707	1.2801
2019 2018	0.3280	0.2772	-0.3550	1.0111
2019 2019	-0.8753	2.1521	-6.1782	4.4275
2019 2020	1.0682	0.3596	0.1821	1.9543 *

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0
Estimation Method: Doubly Robust
> ggdid(out3)
> es3 <- aggte(out3, type = „dynamic“, na.rm = TRUE)
> summary(es3)

Call:
aggte(MP = out3, type = „dynamic“, na.rm = TRUE)

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant’Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Overall summary of ATT’s based on event-study/dynamic aggregation:
ATT Std. Error [95% Conf. Int.]
0.5912 0.4712 -0.3323 1.5148

Dynamic Effects:
Event time Estimate Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

-7	-0.0340	0.1844	-0.4848	0.4169
-6	0.2587	0.1433	-0.0917	0.6091
-5	0.0479	0.1028	-0.2033	0.2991
-4	0.2575	0.1383	-0.0805	0.5954
-3	-0.1448	0.2483	-0.7518	0.4622
-2	0.1433	0.1233	-0.1580	0.4445
-1	0.0902	0.1805	-0.3509	0.5314
0	-0.1118	0.4972	-1.3272	1.1036
1	0.3079	0.2259	-0.2441	0.8600
2	-0.0279	0.6406	-1.5939	1.5380
3	0.3496	0.4873	-0.8415	1.5408
4	0.3053	0.9192	-1.9415	2.5521
5	0.6606	0.7173	-1.0928	2.4140
6	2.6548	0.1001	2.4101	2.8994 *

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0
Estimation Method: Doubly Robust
> ggdid(es3)

2.2. BEDINGTE ANNAHME PARALLELER TRENDS

```
> out4 <- att_gt(yname = „AMietenWhg“,
+ gname = „first_treat“,
+ idname = „PanellID“,
+ tname = „Jahr“, control_group = „nevertreated“,
+ xformula = ~BWhgje1000+NiedrigesEK+
+ NatuerlicheEWentwicklungje1000+GWhgje1000,
+ data = TestDataset1,
+ est_method = „dr“
+)
```

Warnmeldungen:

1: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, :
Dropped 10 rows from original data due to missing data
2: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, :
Dropped 9 observations while converting to balanced panel.
3: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, :
Be aware that there are some small groups in your dataset.
Check groups: 2014,2015,2016,2017,2019.
4: glm.fit: Algorithmus konvergierte nicht
5: glm.fit: Angepasste Wahrscheinlichkeiten mit numerischem Wert 0 oder 1 aufgetreten 6:
In compute.att_gt(dp) :
overlap condition violated for 2014 in time period 2012
> summary(out4)

Call:
att_gt(yname = „AMietenWhg“, tname = „Jahr“, idname = „PanellID“, gname = „first_treat“, xformula =
~BWhgje1000 + NiedrigesEK + NatuerlicheEWentwicklungje1000 + GWhgje1000, data = TestDataset1,
control_group = „nevertreated“, est_method = „dr“)

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Group-Time Average Treatment Effects:

Group Time	ATT(g,t)	Std. Error	[95% Simult. Conf. Band]
2014 2012	NA	NA	NA
2014 2013	-0.0621	0.3700	-1.0138 0.8897
2014 2014	0.2770	0.1154	-0.0199 0.5738
2014 2015	0.2986	0.2719	-0.4010 0.9981
2014 2016	0.9203	1.0098	-1.6774 3.5180
2014 2017	0.6649	0.7744	-1.3273 2.6571
2014 2018	2.8638	0.3482	1.9680 3.7597 *
2014 2019	2.8091	2.3897	-3.3386 8.9568
2014 2020	2.0652	0.2242	1.4884 2.6419 *
2015 2012	-0.5926	0.5089	-1.9017 0.7166
2015 2013	0.2876	0.3120	-0.5149 1.0902
2015 2014	0.0165	0.1376	-0.3376 0.3706
2015 2015	-0.1498	0.1646	-0.5732 0.2735
2015 2016	-0.2735	0.2211	-0.8423 0.2954
2015 2017	-0.1061	0.2776	-0.8204 0.6081
2015 2018	-0.0426	0.3931	-1.0539 0.9687
2015 2019	-0.3921	0.6683	-2.1114 1.3272
2015 2020	0.1647	0.3843	-0.8239 1.1534
2016 2012	0.0507	0.2453	-0.5804 0.6819
2016 2013	0.7463	0.3432	-0.1365 1.6291
2016 2014	-0.1829	0.1964	-0.6882 0.3224
2016 2015	0.3970	0.5486	-1.0143 1.8082
2016 2016	-0.1666	0.1476	-0.5464 0.2132
2016 2017	-0.8060	0.2196	-1.3710 -0.2410 *
2016 2018	-0.4780	0.1772	-0.9339 -0.0221 *
2016 2019	-0.2066	0.5213	-1.5476 1.1343
2016 2020	-0.0775	0.3257	-0.9154 0.7604
2017 2012	-0.1929	0.4154	-1.2614 0.8757
2017 2013	0.2596	0.5034	-1.0355 1.5547
2017 2014	0.0733	0.4699	-1.1354 1.2821
2017 2015	0.1393	0.2005	-0.3765 0.6551
2017 2016	0.2595	0.8126	-1.8311 2.3501
2017 2017	0.2581	0.3655	-0.6821 1.1983
2017 2018	0.6030	0.3447	-0.2837 1.4898
2017 2019	0.4226	0.6945	-1.3641 2.2092
2017 2020	0.7366	0.3433	-0.1465 1.6197
2019 2012	-0.2519	0.2013	-0.7698 0.2660
2019 2013	0.1699	0.4164	-0.9012 1.2411
2019 2014	0.2522	0.1524	-0.1397 0.6442
2019 2015	0.2002	0.1911	-0.2914 0.6919
2019 2016	-0.3752	0.6518	-2.0520 1.3015
2019 2017	-0.0864	0.3198	-0.9090 0.7362
2019 2018	0.2809	0.2949	-0.4778 1.0396
2019 2019	1.0441	1.2115	-2.0725 4.1607
2019 2020	0.9451	0.3426	0.0638 1.8264 *

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

P-value for pre-test of parallel trends assumption: 0
Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0
Estimation Method: Doubly Robust
> ggdid(out4)

Warnmeldung:
Removed 1 rows containing missing values (geom_point).
> es4 <- aggte(out4, type = „dynamic“,na.rm = TRUE)
> summary(es4)

Call:
aggte(MP = out4, type = „dynamic“, na.rm = TRUE)

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Overall summary of ATT's based on event-study/dynamic aggregation:
ATT Std. Error [95% Conf. Int.]
0.6302 0.2976 0.0469 1.2135 *

Dynamic Effects:

Event time	Estimate	Std. Error	[95% Simult. Conf. Band]
-7	-0.2519	0.1999	-0.7381 0.2342
-6	0.1699	0.4105	-0.8285 1.1684
-5	0.0297	0.2075	-0.4751 0.5345
-4	0.1811	0.1879	-0.2759 0.6380
-3	-0.0893	0.2684	-0.7421 0.5636
-2	0.0542	0.1340	-0.2717 0.3802
-1	0.1938	0.2371	-0.3829 0.7705
0	0.2743	0.3185	-0.5003 1.0490
1	0.1928	0.1980	-0.2887 0.6743
2	0.1286	0.3036	-0.6098 0.8671
3	0.2681	0.2647	-0.3758 0.9121
4	0.4363	0.5853	-0.9872 1.8598
5	1.0462	1.1678	-1.7942 3.8866
6	2.0652	0.2308	1.5038 2.6265 *

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0
Estimation Method: Doubly Robust
> ggdid(es4)

3. ANTEIL DER HAUSHALTE MIT NIEDRIGEM EINKOMMEN

3.1. UNBEDINGTE ANNAHME PARALLELER TRENDS

```
> out5 <- att_gt(yname = „NiedrigesEK“,
+ gname = „first_treat“,
+ idname = „PanellID“,
+ tname = „Jahr“, control_group = „nevertreated“,
+ xformula = ~1,
+ data = TestDataset4,
+ est_method = „dr“
+ )
```

Warnmeldungen:

1: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, :

Be aware that there are some small groups in your dataset.

Check groups: 2014,2015,2016,2017,2019,2021.

2: In att_gt(yname = „NiedrigesEK“, gname = „first_treat“, idname = „PanellID“, :

Not returning pre-test Wald statistic due to singular covariance matrix

> summary(out5)

Call:

att_gt(yname = „NiedrigesEK“, tname = „Jahr“, idname = „PanellID“, gname = „first_treat“, xformula = ~1, data = TestDataset4, control_group = „nevertreated“, est_method = „dr“)

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Group-Time Average Treatment Effects:

Group Time ATT(g,t) Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

2014 2012	-0.1771	0.0908	-0.4094	0.0552
2014 2013	0.6740	0.2190	0.1139	1.2342 *
2014 2014	-0.0514	0.0897	-0.2809	0.1780
2014 2015	-0.0712	0.1219	-0.3830	0.2405
2014 2016	-0.2279	0.2033	-0.7478	0.2919
2014 2017	-0.1329	0.1352	-0.4787	0.2129
2014 2018	0.3706	0.1673	-0.0572	0.7983
2014 2019	0.2721	0.2476	-0.3612	0.9053
2014 2020	0.3682	0.2978	-0.3934	1.1298
2014 2021	0.4643	0.3491	-0.4284	1.3570
2015 2012	0.0162	0.1386	-0.3383	0.3707
2015 2013	0.4254	0.2993	-0.3401	1.1908
2015 2014	0.2279	0.0983	-0.0234	0.4792
2015 2015	0.3840	0.2191	-0.1764	0.9443
2015 2016	-0.1338	0.4116	-1.1864	0.9188
2015 2017	0.5098	0.5858	-0.9884	2.0081

2015 2018	0.6318	0.5801	-0.8518	2.1154
2015 2019	0.8154	0.7337	-1.0609	2.6916
2015 2020	1.0010	0.8754	-1.2378	3.2398
2015 2021	1.1866	1.0118	-1.4011	3.7742
2016 2012	-0.1099	0.2524	-0.7554	0.5357
2016 2013	0.4542	0.8580	-1.7400	2.6484
2016 2014	-0.4132	0.2788	-1.1261	0.2997
2016 2015	-0.1274	0.2780	-0.8383	0.5835
2016 2016	-0.1477	0.2856	-0.8780	0.5826
2016 2017	0.4918	0.1399	0.1339	0.8496 *
2016 2018	0.1782	0.2267	-0.4016	0.7581
2016 2019	0.1685	0.1582	-0.2360	0.5730
2016 2020	0.1650	0.1949	-0.3334	0.6634
2016 2021	0.1616	0.2481	-0.4728	0.7959
2017 2012	0.3714	0.3483	-0.5194	1.2621
2017 2013	0.0996	0.1784	-0.3567	0.5559
2017 2014	-0.3211	0.1045	-0.5884	-0.0538 *
2017 2015	0.2481	0.2405	-0.3670	0.8632
2017 2016	0.0728	0.1811	-0.3903	0.5359
2017 2017	0.5444	0.3864	-0.4438	1.5327
2017 2018	0.8196	0.6471	-0.8352	2.4745
2017 2019	0.7197	0.6515	-0.9464	2.3858
2017 2020	0.8685	0.8281	-1.2494	2.9864
2017 2021	1.0173	1.0094	-1.5642	3.5989
2019 2012	0.1757	0.2621	-0.4948	0.8461
2019 2013	-0.0608	0.1062	-0.3324	0.2108
2019 2014	-0.2352	0.1020	-0.4960	0.0255
2019 2015	0.1084	0.3655	-0.8264	1.0433
2019 2016	0.1220	0.3546	-0.7849	1.0289
2019 2017	0.0557	0.1646	-0.3652	0.4766
2019 2018	0.1486	0.1739	-0.2962	0.5935
2019 2019	-0.1006	0.2548	-0.7521	0.5510
2019 2020	-0.0738	0.3776	-1.0396	0.8919
2019 2021	-0.0471	0.5100	-1.3514	1.2572
2021 2012	0.2722	0.1543	-0.1224	0.6667
2021 2013	0.7669	0.3256	-0.0658	1.5995
2021 2014	0.3034	0.3137	-0.4988	1.1056
2021 2015	0.7535	0.3307	-0.0923	1.5993
2021 2016	0.2863	0.3601	-0.6348	1.2073
2021 2017	0.9737	0.4831	-0.2616	2.2091
2021 2018	-0.5406	0.1417	-0.9029	-0.1782 *
2021 2019	0.9855	0.3166	0.1760	1.7951 *
2021 2020	0.4751	0.2047	-0.0484	0.9986
2021 2021	0.4751	0.2047	-0.0484	0.9986

Signif. codes: `*` confidence band does not cover 0

Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0

Estimation Method: Doubly Robust

```
> ggdid(out5)
> es5 <- aggte(out5, type = „dynamic“,na.rm = TRUE)
> summary(es5)
```

Call:

aggte(MP = out5, type = „dynamic“, na.rm = TRUE)

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Overall summary of ATT's based on event-study/dynamic aggregation:

ATT	Std. Error	[95% Conf. Int.]	
0.4739	0.2782	-0.0714	1.0192

Dynamic Effects:

Event time Estimate Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

-9	0.2722	0.1492	-0.1070	0.6513
-8	0.7669	0.2558	0.1169	1.4168 *
-7	0.2304	0.1923	-0.2582	0.7190
-6	0.2882	0.2136	-0.2548	0.8311
-5	0.1276	0.1644	-0.2901	0.5453
-4	0.2446	0.1853	-0.2263	0.7155
-3	-0.0550	0.1498	-0.4358	0.3257
-2	0.2140	0.1370	-0.1341	0.5620
-1	0.2094	0.0901	-0.0196	0.4385
0	0.2095	0.1247	-0.1074	0.5264
1	0.2224	0.2192	-0.3346	0.7794
2	0.2829	0.2555	-0.3665	0.9322
3	0.4801	0.3602	-0.4352	1.3954
4	0.6590	0.4137	-0.3923	1.7103
5	0.5592	0.4320	-0.5387	1.6570
6	0.9138	0.7092	-0.8885	2.7161
7	0.4643	0.3486	-0.4216	1.3503

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0
 Estimation Method: Doubly Robust
 > ggdid(es5)

3.2. BEDINGTE ANNAHME PARALLELER TRENDS

```
> out6 <- att_gt(yname = „NiedrigesEK“,
+ gname = „first_treat“,
+ idname = „PanelID“,
+ tname = „Jahr“, control_group = „nevertreated“,
+ xformula = ~EW+Flaechennutzungsintensitaet+DurchschnittsalterBev+WflVerbrauch+
+ GWhgje1000,
+ data = TestDataset4,
+ est_method = „dr“
+ )
```

Warnmeldungen:

1: In pre_process_did(yname = yname, tname = tname, idname = idname, :
 Beawarethattherearesomesmallgroupsinyourdataset.Checkgroups:2014,2015,2016,2017,2019,2021.
 2: glm.fit: Angepasste Wahrscheinlichkeiten mit numerischem Wert 0 oder 1 aufgetreten 3:
 glm.fit: Angepasste Wahrscheinlichkeiten mit numerischem Wert 0 oder 1 aufgetreten 4: glm.fit: Ange-
 passte Wahrscheinlichkeiten mit numerischem Wert 0 oder 1 aufgetreten 5: glm.fit: Angepasste Wahr-
 scheinlichkeiten mit numerischem Wert 0 oder 1 aufgetreten
 > summary(out6)

Call:

```
att_gt(yname = „NiedrigesEK“, tname = „Jahr“, idname = „PanelID“, gname = „first_treat“, xformula = ~EW +
Flaechennutzungsintensitaet + DurchschnittsalterBev + WflVerbrauch + GWhgje1000, data = TestData-
set4, control_group = „nevertreated“, est_method = „dr“)
```

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Group-Time Average Treatment Effects:

Group Time ATT(g,t) Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

2014 2012	-0.3432	0.0972	-0.5859	-0.1005 *
2014 2013	0.5479	0.2721	-0.1313	1.2271
2014 2014	-0.1881	0.2691	-0.8600	0.4837
2014 2015	-0.0667	0.1286	-0.3878	0.2544
2014 2016	0.0010	0.2071	-0.5161	0.5182
2014 2017	-0.0399	0.1920	-0.5194	0.4395
2014 2018	0.6540	0.1958	0.1652	1.1429 *
2014 2019	0.4796	0.2185	-0.0659	1.0251
2014 2020	0.6032	0.2478	-0.0154	1.2217
2014 2021	0.7267	0.2798	0.0283	1.4251 *
2015 2012	0.0177	0.1420	-0.3368	0.3721
2015 2013	0.2320	0.1655	-0.1812	0.6451
2015 2014	0.2832	0.0839	0.0737	0.4927 *
2015 2015	0.3683	0.1485	-0.0024	0.7389
2015 2016	-0.1114	0.4539	-1.2445	1.0216
2015 2017	0.3963	0.5220	-0.9068	1.6993
2015 2018	0.4683	0.4164	-0.5711	1.5078
2015 2019	0.6366	0.5520	-0.7414	2.0145
2015 2020	0.7833	0.6506	-0.8409	2.4074
2015 2021	0.9300	0.7443	-0.9281	2.7881
2016 2012	-0.1211	0.3358	-0.9594	0.7172
2016 2013	0.3871	0.5704	-1.0369	1.8111
2016 2014	-0.2608	0.4140	-1.2944	0.7727
2016 2015	-0.0072	0.2599	-0.6561	0.6417
2016 2016	-0.1225	0.2326	-0.7032	0.4582
2016 2017	0.2918	0.1154	0.0038	0.5797 *
2016 2018	0.0930	0.1842	-0.3668	0.5528
2016 2019	0.1098	0.1707	-0.3163	0.5358
2016 2020	0.1165	0.2266	-0.4492	0.6822
2016 2021	0.1232	0.2836	-0.5847	0.8311
2017 2012	0.3717	0.3030	-0.3848	1.1281
2017 2013	0.0750	0.2874	-0.6426	0.7925
2017 2014	-0.1864	0.2067	-0.7024	0.3295
2017 2015	0.3159	0.2083	-0.2042	0.8360
2017 2016	0.1173	0.3157	-0.6710	0.9055
2017 2017	0.2399	0.3354	-0.5974	1.0773
2017 2018	0.8340	0.6694	-0.8371	2.5052
2017 2019	0.6643	0.6593	-0.9816	2.3103
2017 2020	0.8327	0.8359	-1.2542	2.9195
2017 2021	1.0010	1.0209	-1.5476	3.5495
2019 2012	0.1433	0.2658	-0.5202	0.8068
2019 2013	-0.1904	0.1434	-0.5484	0.1676
2019 2014	-0.1253	0.1498	-0.4992	0.2486
2019 2015	0.1559	0.5672	-1.2601	1.5719
2019 2016	0.0949	0.3277	-0.7230	0.9129
2019 2017	-0.1196	0.1130	-0.4018	0.1625

2019 2018	0.2230	0.1220	-0.0815	0.5275
2019 2019	-0.0867	0.2752	-0.7736	0.6002
2019 2020	-0.0701	0.4119	-1.0983	0.9581
2019 2021	-0.0535	0.5449	-1.4139	1.3069
2021 2012	0.1455	0.1232	-0.1620	0.4531
2021 2013	0.6172	0.2209	0.0656	1.1688 *
2021 2014	0.2512	0.2211	-0.3007	0.8031
2021 2015	0.6218	0.2366	0.0312	1.2125 *
2021 2016	0.2779	0.4761	-0.9106	1.4664
2021 2017	0.8158	0.3584	-0.0791	1.7106
2021 2018	-0.5607	0.2581	-1.2050	0.0835
2021 2019	0.9039	0.2311	0.3269	1.4809 *
2021 2020	0.4103	0.1331	0.0779	0.7426 *
2021 2021	0.4252	0.1489	0.0536	0.7968 *

Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0
 Estimation Method: Doubly Robust
 > ggdid(es6)

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

P-value for pre-test of parallel trends assumption: 0
 Control Group: Never Treated, Anticipation Periods: 0
 Estimation Method: Doubly Robust

```
> ggdid(out6)
> es6 <- aggte(out6, type = „dynamic“,na.rm = TRUE)
> summary(es6)
```

Call:

```
aggte(MP = out6, type = „dynamic“, na.rm = TRUE)
```

Reference: Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant’Anna. „Difference-in-Differences with Multiple Time Periods.“ Journal of Econometrics, Vol. 225, No. 2, pp. 200-230, 2021. <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>>, <<https://arxiv.org/abs/1803.09015>>

Overall summary of ATT’s based on event-study/dynamic aggregation:

ATT	Std. Error	[95% Conf. Int.]
0.4595	0.2198	0.0287 0.8903 *

Dynamic Effects:

Event time Estimate Std. Error [95% Simult. Conf. Band]

-9	0.1455	0.1149	-0.1453	0.4364
-8	0.6172	0.2167	0.0685	1.1658 *
-7	0.1896	0.1737	-0.2502	0.6293
-6	0.1577	0.1898	-0.3228	0.6381
-5	0.1654	0.1696	-0.2638	0.5946
-4	0.2148	0.2035	-0.3004	0.7300
-3	-0.0453	0.1537	-0.4343	0.3436
-2	0.1478	0.1279	-0.1761	0.4717
-1	0.2399	0.0813	0.0341	0.4458 *
0	0.1309	0.1118	-0.1522	0.4140
1	0.1972	0.2385	-0.4065	0.8008
2	0.2535	0.2289	-0.3260	0.8330
3	0.4195	0.3055	-0.3538	1.1928
4	0.6314	0.3668	-0.2971	1.5598
5	0.4958	0.3400	-0.3649	1.3565
6	0.8210	0.5219	-0.5001	2.1422
7	0.7267	0.2664	0.0525	1.4009 *

Signif. codes: `*' confidence band does not cover 0

