



Bundesinstitut
für Bau-, Stadt- und
Raumforschung

im Bundesamt für Bauwesen
und Raumordnung



BBSR-
Online-Publikation
10/2021

Mittelfristprognose der Preise für Bauleistungen

Autoren

Dr. Carsten-Patrick Meier
Finn Dumoulin
Christopher Dahl

Mittelfristprognose der Preise für Bauleistungen

Das Projekt des Forschungsprogramms „Zukunft Bau“ wurde vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) im Auftrag des Bundesministeriums des Innern, für Bau und Heimat (BMI) durchgeführt.

Impressum

Herausgeber

Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR)
im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR)
Deichmanns Aue 31–37
53179 Bonn

Wissenschaftliche Begleitung

Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung
Referat WB 13 „Wohnungs- und Immobilienwirtschaft, Bauwirtschaft“
Stefan Rein
stefan.rein@bbr.bund.de

Auftragnehmer

Kiel Economics Research & Forecasting GmbH & Co. KG, Kiel
Dr. Carsten-Patrick Meier
Finn Dumoulin, M. Sc.
Christopher Dahl, B. Sc.

Stand

Mai 2021

Bildnachweis

Titelbild: Rainer Sturm/pixelio.de

Vervielfältigung

Alle Rechte vorbehalten

Der Herausgeber übernimmt keine Gewähr für die Richtigkeit, die Genauigkeit und Vollständigkeit der Angaben sowie für die Beachtung privater Rechte Dritter. Die geäußerten Ansichten und Meinungen müssen nicht mit denen des Herausgebers übereinstimmen.

Zitierweise

Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) (Hrsg.):
Mittelfristprognose der Preise für Bauleistungen. BBSR-Online-Publikation 10/2021, Bonn, Juni 2021.



Foto: privat

Liebe Leserinnen und Leser,

die deutsche Bauwirtschaft ist einer der wenigen Sektoren, die bislang relativ unbeschadet durch die Corona-Pandemie gekommen sind. Der Bauboom in den vergangenen Jahren hat zu einer sehr hohen Auslastung der Kapazitäten und zu steigenden Preisen geführt. Auch weiterhin wird von einer dynamischen Entwicklung der Inflation am Bau ausgegangen. Hier sorgt nicht zuletzt die derzeit angespannte Liefersituation bestimmter Baumaterialien wie Stahl, Holz, Kunst- und Dämmstoffe sowie andere Mineralölzeugnisse für steigende Beschaffungspreise.

Im langjährigen Mittel sind die Preise für Bauten immer stärker gestiegen als die gesamtwirtschaftliche Inflation. Dies hängt auch mit dem unterdurchschnittlichen Produktivitätsfortschritt bei Bauleistungen zusammen. Durch die zunehmende Digitalisierung der Baubranche besteht zwar begründete Hoffnung auf Kosteneinsparungen. Diese wirken aber erst langfristig. Unbeschadet dessen ist die Nachfrage nach Bauleistungen unverändert hoch. Zugleich steht gerade im Wohnungsbau die Schaffung von bezahlbarem Wohnraum im Fokus. Stagnierende oder nur leicht ansteigende Baukosten könnten dabei unterstützen, dieses Ziel zu erreichen.

Verschiedene Wirtschaftsforschungsinstitute prognostizieren regelmäßig die Entwicklung der Baupreise in der kurzen Frist. Mittelfristige Prognosen, die über die Entwicklung im Folgejahr hinausgehen, liegen bislang nicht vor. Das BBSR hat daher erstmals die weitere Entwicklung der Baupreise in der mittleren Frist modellieren lassen. Der Prognosehorizont betrifft den Zeitraum der Jahre 2021 bis 2025.

Dieses Vorhaben hat Vorbildcharakter. Ökonomische Modelle können aber nie die Wirklichkeit mit ihren vielfältigen und komplexen Einflussfaktoren auf wirtschaftliche Größen vollständig abbilden. Es soll in dieser Forschungsarbeit dennoch versucht werden, die wesentlichen mittelfristigen Determinanten zu bestimmen. Die Untersuchung zeigt, dass es möglich ist, die Baupreise auch in einer mittleren Frist zu prognostizieren. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass der mittelfristige Anstieg der Baupreise unter der gesamtwirtschaftlichen Inflation liegen wird. Es wird sich in der Zukunft zeigen, an welchen Stellen das Modell noch verbessert werden kann. Das BBSR strebt an, diesen Untersuchungsansatz zu validieren und fortzuführen.

Ich wünsche Ihnen eine anregende Lektüre.

Dr. Robert Kaltenbrunner

Leiter der Abteilung Wohnungs- und Bauwesen im Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR)

Inhaltsverzeichnis

Kurzfassung	1
Summary	6
1. Problemstellung.....	9
2. Entwicklungsmuster der Preise für Bauleistungen	10
2.1 Zur Datenverfügbarkeit.....	10
2.2 Die Preise für Bauleistungen im gesamtwirtschaftlichen Kontext.....	15
2.3 Betrachtung nach Gebäudearten, Gewerken und Bauherren	23
2.4 Zwischenfazit.....	34
3. Ein Modell der Baupreise	35
3.1 Theorie der Preissetzung	35
3.2 Daten zu den Grenzkosten bzw. zum Gewinnaufschlag im Baugewerbe	40
3.3 Daten zum erwarteten Anstieg der Baupreise	48
3.4 Empirische Schätzung der Preissetzungsgleichung für das Baugewerbe.....	51
3.5 Eine alternative Preisgleichung ohne Erwartungsgrößen.....	55
3.6 Zwischenfazit.....	57
4. Prognose der Bestimmungsgrößen der Baupreise.....	58
4.1 Prognoseansatz.....	58
4.2 Prognose der bauwirtschaftlichen Größen	59
4.3 Prognose der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen	71
4.4 Prognose der Kapitalmarktzinsen.....	79
4.5 Wirkungszusammenhänge im Gesamtansatz	82
4.6 Zwischenfazit.....	91
5. Prognose der Baupreise nach Bauleistungen, Regionen, Bauherren und Gebäudearten	92
5.1 Unterscheidung nach Ländergruppen	93
5.2 Unterscheidung zwischen privaten und öffentlichen Bauherren	94
5.3 Unterscheidung zwischen Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe.....	95
5.4 Unterscheidung nach Gebäudearten.....	96
5.5 Zwischenfazit.....	97
6. Beurteilung des Prognosemodells.....	98
6.1 Günstige alternative Prognoseansätze für die Baupreise.....	99
6.2 Methodische Aspekte	103
6.3 Prognosegüte des Baupreisprognosemodells	106
6.4 Zwischenfazit.....	112
7. Prognose der Baupreise 2020 – 2025.....	112
8. Schlussfolgerungen	120
Anhang	122
A.1 Methodik	122
A.2 Prognoseevaluationen	124
A.3 Daten	126
A.4 Ökonometrische Begriffe und Erläuterungen	134
A.5 Ökonometrisches Modell zur mittelfristigen Fortschreibung des gesamtwirtschaftlichen Preisauftriebs	137
Literatur	142

Abbildungsverzeichnis

Abb. 1: Amtliche Statistiken der Baupreise	11
Abb. 2: Datenverfügbarkeit der Bauvolumensrechnung	12
Abb. 3: Vergleich der Preise für Wohnbauten 1958-2019	13
Abb. 4: Zusammensetzung von Baukosten und Baupreisen nach Baubeteiligten	13
Abb. 5: Baupreise und Bauwerkskosten für Wohngebäude 1991-2019	15
Abb. 6: Deflatoren der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung im Vergleich 1950-2019	17
Abb. 7: Relative Entwicklung der Deflatoren der Verwendungsaggregate 1950-2019	19
Abb. 8: Relative Entwicklung der Arbeitsproduktivität in der Gesamtwirtschaft und im Baugewerbe 1960-2019	19
Abb. 9: Durchschnittliche Rezession und Erholung der Änderungsraten der Deflatoren der Verwendungsaggregate 1950-2019	20
Abb. 10: Zyklische Komponente als prozentuale Abweichung vom langfristigen Trend der Deflatoren der Verwendungsaggregate 1950-2019	22
Abb. 11: Baupreise nach Gebäudearten 1958-2019	25
Abb. 12: Verteilung der Preise für Bauleistungen nach Gebäudearten 1958-2019	27
Abb. 13: Baupreise nach Gebäudearten und Regionen 1991-2019	28
Abb. 14: Baupreise nach Produzentengruppen 1958-2018	29
Abb. 15: Zyklische Komponente als prozentuale Abweichung vom langfristigen Trend der Preise im Hochbau und Tiefbau 1958-2019	31
Abb. 16: Bedeutung der Ausbauarbeiten im Wägungsschemata des Baupreisindex für Wohngebäude 1970-2019	33
Abb. 17: Zyklische Komponente als prozentuale Abweichung vom langfristigen Trend der Preise für Rohbauarbeiten und Ausbauarbeiten 1958-2019	33
Abb. 18: Reale Lohnstückkosten im Baugewerbe 1960-2019	42
Abb. 19: Nicht-linearer Zusammenhang zwischen Auslastungsgrad und Produktionskosten	44
Abb. 20: Kapazitätsauslastung im Baugewerbe 1960-2019	45
Abb. 21: Importpreise und Vorleistungspreise 1970-2019	47
Abb. 22: Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose für den Anstieg des Baudeflatoren 1966-2022	49
Abb. 23: Umfrageergebnisse zum tatsächlichen und erwarteten Anstieg der Baupreise	49
Abb. 24: Dynamische Reaktion der Baupreise auf eine Veränderung ihrer Bestimmungsgründe um 1 Prozent	54
Abb. 25: Modellschätzung und tatsächliche Baupreise – Prognosemodell 1963-2019	57
Abb. 26: Dynamische Reaktion der Baugenehmigungen auf eine Veränderung ihrer Bestimmungsgründe um 1 Prozent bzw. 1 Prozentpunkt	67
Abb. 27: Verteilung der Prognosefehler externer Prognosen für ausgewählte gesamtwirtschaftliche Größen	76
Abb. 28: Kapitalmarktzinsen und Erwerbsbevölkerungsanteil potentieller „Sparer“ in Deutschland bzw. im Euroraum 1955-2035	81

Abb. 29: Schematische Darstellung des mittelfristigen Prognosemodells für die Baupreise	83
Abb. 30: Auswirkungen eines dauerhaften Rückgangs des realen Bruttoinlandsprodukts um 1 Prozent im mittelfristigen Prognosemodell für die Baupreise	88
Abb. 31: Auswirkungen einer dauerhaften Erhöhung des Kapitalmarktzinsniveaus um 1 Prozentpunkt im mittelfristigen Prognosemodell für die Baupreise	90
Abb. 32: Baupreise von Wohngebäuden nach Ländergruppen 1960-2019	93
Abb. 33: Preise für Nichtwohnbauten nach privaten und öffentlichen Bauherren 1960-2018	94
Abb. 34: Baupreise und Arbeitsproduktivität im Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe (Bauvolumen) 1960-2018	95
Abb. 35: Baupreise im Wohnungsbau und Nichtwohnungsbau 1960-2019	97
Abb. 36: Mittelfristige Prognose der Preisdeterminanten 2020-2025	114
Abb. 37: Mittelfristige Prognose der Baupreise 2020-2025	115
Abb. 38: Verteilung der mittelfristigen Prognose der Änderungsrate der Baupreise und der Einfluss externer Prognoseunsicherheit 2020-2025	117
Abb. 39: Mittelfristige Prognose der Preisdeterminanten und der Baupreise gegeben konstanter langfristiger Zinsen 2020-2025	118
Abb. 40: Baupreise für Wohngebäude auf Basis verfügbarer Länderdaten 1968-2019	129

Tabellenverzeichnis

Tab. 1: Änderungsraten der Deflatoren für Investitionen, Konsumausgaben und Bruttoinlandsprodukt (in Prozent) 1950-2019	16
Tab. 2: Kreuzkorrelationskoeffizienten der zyklischen Komponenten der Baupreise und gesamtwirtschaftlichen Preise 1950-2019.....	23
Tab. 3: Änderungsraten der Baupreise 1958-2019	24
Tab. 4: Korrelationskoeffizienten der Baupreise im Hochbau und Tiefbau im Vergleich zu den Verbraucherpreisen 1958-2019	32
Tab. 5: Vorleistungsbezüge des Baugewerbes 2017 (Mrd. Euro)	47
Tab. 6: Korrelationen des tatsächlichen Anstiegs der Baupreise mit Prognosen und Umfrageergebnissen im gleichen bzw. vorausgegangenen Kalenderjahr 1966-2019	50
Tab. 7: Verwendung aktueller Daten zur Prognose der bauwirtschaftlichen Modellvariablen im laufenden Kalenderjahr	71
Tab. 8: Güte der Prognosen für den Anstieg des Deflators des Bruttoinlandsprodukts verschiedener Institutionen.....	73
Tab. 9: Verwendung von Prognosen externer Institutionen für die exogenen Größen des Baupreisprognosemodells.....	78
Tab. 10: Reaktion der Baupreise auf eine Veränderung zentraler exogener Größen in Prozent	85
Tab. 11: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise, historische Simulation 2000-2019 in Prozentpunkten	108
Tab. 12: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise, stochastische Simulation in Prozentpunkten	110
Tab. 13: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise mit und ohne externe Prognoseunsicherheit, stochastische Simulationsanalyse	111
Tab. 14: Mittelfristige Prognose der Änderungsrate der Baupreise 2020-2025.....	116
Tab. 15: Mittelfristige Prognose der Änderungsrate der Baupreise gegeben konstanter Zinsen 2020-2025	119
Tab. 16: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate des allgemeinen Preisniveaus und der Baupreise, historische Simulation 2000-2019 in Prozentpunkten.....	124
Tab. 17: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate des allgemeinen Preisniveaus und der Baupreise, stochastische Simulation in Prozentpunkten	124
Tab. 18: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise in Prozentpunkten für den Datenstand Mai.....	125
Tab. 19: Datenverfügbarkeit Baupreise nach Bundesländern	127
Tab. 20: Wägungsanteile Baupreise für Wohngebäude in Prozent.....	128
Tab. 21: Datengrundlage der maschinellen Lernverfahren	132

Kurzfassung

Problemstellung

In den zurückliegenden Jahren hat sich der Anstieg deutlich beschleunigt. In den Jahren 2018 und 2019 zogen die Preise für Bauleistungen, trotz eines moderaten gesamtwirtschaftlichen Preisauftriebs von rund 2 Prozent, um jeweils 4½ Prozent gegenüber dem Vorjahr an. Vor allem für Tiefbauarbeiten musste deutlich mehr gezahlt werden. Erst im Zuge der Corona-Pandemie 2020 und dem damit verbundenen gesamtwirtschaftlichen Produktionseinbruch hat der Preisauftrieb an Schwung verloren. Die schon seit Jahren sehr hohe Kapazitätsauslastung im Baugewerbe und der kräftige Anstieg der Baupreise in vergangenen Jahren lassen allerdings befürchten, dass sich die starke Erhöhung der Preise für Bauleistungen spätestens nach der Überwindung der Pandemie fortsetzt.

Im Rahmen des Forschungsprojekts soll untersucht werden, ob es möglich ist, die Preise für Bauleistungen über einen mittelfristigen Zeitraum von fünf Jahren zu prognostizieren, welche Daten und Methoden dabei zum Einsatz kommen könnten und wie sich die mit einer so weit in die Zukunft reichenden Prognose verbundene erhöhte Prognoseunsicherheit quantifizieren lässt. Die Erkenntnisse sollen dazu genutzt werden, eine Prognose der Baupreise bis zum Jahr 2025 zu erstellen.

Zur Entwicklung der Baupreise

Die Preise für Bauten sind, gemessen am Deflator der Bauinvestitionen, im historischen Mittel (1950 bis 2019) mit 3,7 Prozent um einen Prozent stärker gestiegen als das gesamtwirtschaftliche Preisniveau gemessen am Deflator des Bruttoinlandsprodukts. Bauten werden also in der Tendenz im Vergleich zu anderen Gütern und Dienstleistungen teurer. Dieser Trend steht im Gegensatz zum Rückgang der relativen Preise der Ausrüstungsgüter. Maßgeblich hierfür dürfte sein, dass letztere stärker vom technischen Fortschritt, insbesondere bei elektronischen Bauteilen, profitieren und die Güter zudem international gehandelt werden. Der Produktivitätsfortschritt bei Bauleistungen ist hingegen sehr gering und zudem werden diese hauptsächlich lokal produziert. Bei Lohnanstiegen am Bau auf gesamtwirtschaftlichem Niveau müssen unter diesen Bedingungen Bauten gegenüber anderen Gütern und Dienstleistungen teurer werden.

Produktivitätsdifferenzen aufgrund eines unterschiedlichen Mechanisierungs- und Automatisierungsgrades der Produktion dürften auch hinter den langfristigen Trends bei den Preisen der Bausparten und -gewerke stehen. So ziehen die Preise für Hochbauten stärker an als die für Tiefbauten und innerhalb des Hochbaus werden Bauinstallationsleistungen relativ teurer. Ebenfalls relativ zu anderen Bauleistungen teurer werden die Leistungen für Bauplanung inklusive der Gebühren für die Leistungen der öffentlichen Verwaltung; die Produktivitätsfortschritte der Digitalisierung werden hier möglicherweise durch komplexere Aufgabenstellungen und Regulierungen kompensiert.

Regionale Unterschiede in der Entwicklung der Baupreise haben sich vor allem nach der Wiedervereinigung gezeigt und zuletzt am aktuellen Rand. Ungefähr seit dem Jahr 2002 ist ein weitgehend einheitlicher Anstieg der Baupreise in den Bundesländern zu beobachten. Am aktuellen Rand steigen die Bau-

preise vor allem im Norden und Osten sowohl im Hochbau als auch im Tiefbau stärker als im Süden und Westen des Bundesgebietes.

Auffällig aus zyklischer Perspektive ist, dass sich der Anstieg der Baupreise typischerweise bereits vor konjunkturellen Tiefpunkten verlangsamt. Dieses Muster unterscheidet sich von dem der gesamtwirtschaftlichen Preise, deren Auftrieb erst in der wirtschaftlichen Erholung geringer wird. Konjunkturell kann außerdem beobachtet werden, dass die Preise für Ausbauarbeiten tendenziell den Preisen für Rohbauarbeiten zeitlich leicht nachlaufen und ihre Volatilität leicht vermindert ist.

Ein Modell der Baupreise

Die Preise in einer wettbewerblich produzierenden Branche ergeben sich als Aufschlag auf die Grenzkosten der Produktion. Die Preisdynamik hängt darüber hinaus von den Preisänderungserwartungen ab, mit denen die Unternehmen versuchen, die zukünftige Kostenentwicklung zu antizipieren und so Preisänderungsbedarf zu vermeiden. Das resultierende Preissetzungsmodell wird als Neukeynesianische Phillips-Kurve bezeichnet.

Angesichts kurzfristig unveränderlicher Produktionskapazitäten hängen die Grenzkosten der Produktion auch im Baugewerbe in erster Linie von den Lohnstückkosten ab. Die Grenzkosten fallen zudem um so höher aus, je stärker die Produktionskapazitäten ausgelastet sind und zwar in zunehmendem Maße, je näher die Vollauslastung rückt. Eine weitere Rolle für die Grenzkosten im Baugewerbe spielen ferner die internationalen Rohstoffpreise, allen voran der Rohölpreis, da wichtige Baumaterialien wie Zement und Stahl energieintensiv hergestellt werden. Die gesamtwirtschaftlichen Importpreise fassen die Gesamtheit dieser außenwirtschaftlichen Einflüsse adäquat zusammen. Eine gute Annäherung an die Preisänderungserwartungen im Baugewerbe bieten historische Prognosen zur Entwicklung des Deflators der Bauinvestitionen, wie sie sich regelmäßig in den Konjunkturprognosen der Gemeinschaftsdiagnose der Wirtschaftsforschungsinstitute, des Sachverständigenrats und anderer öffentlicher und privater Institutionen finden. Ein Rückgriff auf die empirisch häufig widerlegte Annahme einer modellkonsistenten („rationalen“) Erwartungsbildung ist für das Baugewerbe nicht notwendig.

Die ökonometrische Umsetzung eines ökonomisch-strukturell zu interpretierenden Baupreismodells liefert über den Zeitraum von 1962 bis 2019 einen hochsignifikanten und stabilen Zusammenhang, der den weitüberwiegenden Teil der Varianz der Baupreise in diesem Zeitraum zu erklären vermag.

Prognose der gesamtwirtschaftlichen Bestimmungsgrößen der Baupreise

Damit die beschriebene Beziehung für die Prognose der Baupreise verwendet werden kann, bedarf es einer Prognose der heraus gearbeiteten Bestimmungsgrößen der Baupreise. Der dafür entwickelte Ansatz fußt auf der Idee, dass sich die Baupreise im gesamtwirtschaftlichen Kontext entwickeln und insofern die erwartete gesamtwirtschaftliche Entwicklung maßgeblich für die Prognose der Baupreise ist. Deshalb kommt zum einen der Modellierung des für die Preissetzung relevanten bauwirtschaftlichen Umfelds, insbesondere die der Lohnstückkosten im Baugewerbe, der Baukonjunktur (Kapazitätsauslastungsgrad) und der erwarteten Entwicklung der Baupreise eine wichtige Rolle zu, zum anderen der dieses Umfeld beeinflussenden gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.

Prognosen für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung müssen nicht ausschließlich selbst im Rahmen des Prognoseansatzes erstellt werden, da eine Reihe von externen Institutionen regelmäßig Konjunkturprognosen veröffentlicht, die Prognosen für das laufende Jahr und das Folgejahr enthalten. Mittelfristige Prognosen liegen aus externen Quellen ebenfalls vor. Freilich müssen für eine Reihe von gesamtwirtschaftlichen Größen ergänzend auch modellgestützte Prognosen für den mittelfristigen Horizont erstellt werden.

Der Prognoseansatz soll nicht nur Punktprognosen für die Baupreise über die mittlere Frist liefern. Er soll auch Informationen darüber liefern, wie sicher diese Prognosen sind. Wird, wie im vorliegenden Ansatz, auf externe Prognosen zurückgegriffen, so ist zu berücksichtigen, dass diese zwar möglicherweise weniger fehlerbehaftet sind als eigene modellgestützte Prognosen für die betreffenden Größen, jedoch keineswegs perfekt und insofern auch ihre Verwendung zur Prognoseunsicherheit beiträgt.

Das Modell beschreibt theoretisch und empirisch plausible Zusammenhänge zwischen der Gesamtwirtschaft, den bauwirtschaftlichen Größen und den Baupreisen. Dies lässt sich im Rahmen von Modellsimulationen nachvollziehen. Es zeigt sich dabei, dass die Baupreise nur vorübergehend auf exogene Störungen wie eine dauerhafte Verringerung des Einkommensniveaus oder einen dauerhaften Zinsanstieg reagieren. Makroökonomisch ist dies plausibel, weil dauerhafte Veränderungen der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen Veränderungen des Produktionspotentials implizieren, die die Nachfrage nach allen Gütern und Dienstleistungen in gleichem Maße verändert und insofern langfristig keine Veränderungen der relativen Preise einzelner Produkte erfordert.

Prognose disaggregierter Baupreise

Die Preise liegen in sehr tiefer Gliederung nach Bauleistungen vor, entsprechend lässt sich die Prognose grundsätzlich sehr differenziert gestalten. Sinnvoll ist eine Differenzierung allerdings nur, wenn zum einen zu erwarten ist, dass die disaggregierten Baupreise stark von der Entwicklung des Preisaggregats abweichen und zum anderen Vorstellungen („Modelle“) darüber existieren, was diese Abweichungen auslöst und wie sich der oder die Treiber dieser Abweichungen im Prognosezeitraum entwickeln werden.

Als maßgeblicher Treiber der Baupreise entwickeln sich die Lohnkosten über die Disaggregationsebenen hinweg sehr ähnlich. Unterschiedliche Preistrends sind im Wesentlichen bei unterschiedlichen Trends in der Arbeitsproduktivität zu erwarten. Kapitalintensive Bereiche des Bauhauptgewerbes weisen infolge eines höheren Produktivitätswachstums geringere Preissteigerungen auf als die übrigen Bereiche. Die Unterschiede in den Produktivitätssteigerungen haben sich in den vergangenen 15 Jahren nahezu eingeebnet, so dass eine separate Modellierung und Prognose disaggregierter Baupreise keinen Informationsvorteil gegenüber der Prognose des aggregierten Baupreisindex bietet.

Beurteilung der Leistungsfähigkeit des Prognosemodells

Eine systematische Beurteilung der Leistungsfähigkeit des mittelfristigen Prognosemodells für die Baupreise fällt günstig aus. Sowohl in historisch simulierten Out-of-Sample Prognosen über den Zeitraum von 2000 bis 2019 als auch in stochastischen Simulationsanalysen, welche weniger abhängig vom gewählten Beurteilungszeitraum sind, schneidet das Modell zumeist besser ab als Alternativen. Zu letzte-

ren zählen die Prognose des Sachverständigenrats und die Herbstprognose der Gemeinschaftsdiagnose für das Folgejahr. Es zählen dazu aber auch die kurz- und mittelfristigen Prognosen, die sich mit rein statistischen Verfahren wie einem autoregressiven Modell sowie mit maschinellen Lernverfahren, die in der Lage sind, große Datenmengen zu analysieren, erzeugen lassen.

Der zu erwartende Standardfehler für mit dem Modell erzeugte Prognosen der Anstiegsrate der Baupreise liegt, gemessen an der Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler, bei Prognosen für das nächste Kalenderjahr bei knapp einem Prozentpunkt und bei Prognosen für die Anstiegsrate in fünf Jahren bei 1½ Prozentpunkten. In dieser Rechnung ist die Unsicherheit der externen Prognosen, die bis zu 0,2 Prozentpunkte zum Prognosefehler des Gesamtansatzes beiträgt, bereits mit berücksichtigt. Bei einem Konfidenzniveau von 95 Prozent impliziert dies für Prognosen für das nächste Kalenderjahr ein Prognoseintervall von etwas weniger als ± 2 Prozentpunkten und bei Prognosen über fünf Jahre von ± 3 Prozentpunkten.

Prognose der Baupreise bis 2025

Vonseiten der aktuellen gesamtwirtschaftlichen und demographischen Prognosen ist eine Beruhigung der Baukonjunktur angelegt. Allerdings erhält die Baunachfrage weitere Anregungen von der Finanzierungsseite, denn die modellgestützte Prognose des langfristigen Zinsniveaus sieht eine Fortsetzung des Zinsrückgangs bis 2022 vor; erst danach steigen die Zinsen demographisch bedingt etwas. Unter diesen Vorgaben wird sich die Nachfrage nach Bauleistungen zunächst weiter beschleunigen, bevor der Anstieg der Zinsen und damit der Kapitalnutzungskosten zu einer Stabilisierung der Baugenehmigungen führt. Die Produktionskapazitäten im Baugewerbe dürften daher vorläufig weiter stark ausgelastet bleiben, bevor der Auslastungsgrad zum Ende des Prognosezeitraums zu sinken beginnt. Dämpfende Impulse auf den Baupreisanstieg kommen von den nominalen Preisdeterminanten. Maßgeblich ist dabei der gesamtwirtschaftliche Preisauftrieb, der in den kommenden Jahren den Prognosen zufolge um rund einen halben Prozentpunkt niedriger ausfallen wird als in den Jahren 2019 und 2020. Zu Beginn des Prognosezeitraums kommt als weiterer dämpfender Faktor der zurückliegende starke Rückgang der Preise für importierte Vorleistungen infolge der weltweiten Rezession hinzu. Die durch diese Faktoren angelegte Verlangsamung des Auftriebs der Baupreise vermag durch den – infolge des rezessionsbedingten Einbruchs der gesamtwirtschaftlichen Arbeitsproduktivität – prognostizierten stärkeren Anstieg der Lohnstückkosten in der Bauwirtschaft nicht ausgeglichen zu werden.

In den Jahren 2021 und 2022 dürfte der Deflator der Bauinvestitionen nur um rund 1 bzw. 0,5 Prozent pro Jahr steigen. Danach beschleunigt sich der Preisauftrieb am Bau mit dem Anziehen des gesamtwirtschaftlichen Preisanstiegs und dem Wegfallen der preissenkenden Impulse durch den Einbruch der Importpreise wieder etwas. Eine Wiederkehr der hohen Anstiegswerten der Jahre 2018 und 2019 lässt sich allerdings bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fünf Prozent für den gesamten Prognosezeitraum ausschließen. Die Phase stark steigender Baupreise dürfte vorerst vorbei sein.

Schlussfolgerungen

Zentrales Ergebnis der Untersuchung ist, dass es tatsächlich möglich ist, die Baupreise über einen Zeitraum von fünf Jahren zu prognostizieren. Diese Aussage gilt zumindest in dem Sinne, dass der hier entwickelte Prognoseansatz in der Lage ist, bessere Prognosen für die Baupreise zu machen als einfa-

che bzw. „günstige“ Alternativen, wie etwa ein einfaches Zeitreihenmodell oder Modelle auf der Basis maschineller Lernverfahren. Natürlich macht auch dieses Modell Fehler; mit einem mittleren Prognosestandardfehler (RMSE) von 0,9 Prozentpunkten für den Baupreisanstieg im Folgejahr und 1,4 Prozentpunkten im fünften Jahr sind die Fehler aber geringer als die der in Konkurrenz dazu stehenden Prognoseansätze.

Unter Berücksichtigung der aktuellen Prognosen von externen Institutionen kommt der Prognoseansatz derzeit zu dem Ergebnis, dass die Phase stark steigender Baupreise in Deutschland vorerst vorbei ist. Das liegt zum Teil auch an der Covid-19-Pandemie, obwohl die Bautätigkeit in Deutschland vergleichsweise sehr wenig in Mitleidenschaft gezogen wurde. Allerdings drückt die durch die Pandemie ausgelöste Weltrezession die allgemeine Lohn- und Preisentwicklung sowohl hierzulande als auch im Ausland und dies schlägt auf die Baupreise durch, da vom gesamtwirtschaftlichen Preisniveau in Deutschland und den Importpreisen die wesentlichen Impulse auf die Baupreise ausgehen. Alles in allem wird der Anstieg der Baupreise über den Zeitraum von 2020 bis 2025 mit voraussichtlichen Raten zwischen $\frac{1}{2}$ und $1\frac{1}{2}$ Prozent etwas hinter dem gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb zurückbleiben.

Summary

The Problem

German construction prices have soared in recent years. In 2018 and 2019, the prices for construction work increased at 4½ percent compared to the previous year. It was only in the course of the Corona pandemic 2020 and the associated macroeconomic slump that the price increase lost its momentum. However, high capacity utilization in the construction industry feeds the expectation that the strong increase in the prices for construction work continues after overcoming the pandemic.

The research project investigates whether it is possible to forecast prices for construction work over a medium-term period of five years, which data and methods can be used, and how the long forecast horizon is related to forecast uncertainty. The findings are used to create forecasts of the construction prices up to the year 2025.

Development of construction prices

On average over the period of 1950 to 2019, prices for buildings as measured by the deflator of construction investment, increased by 3.7 percent per year. This rate is one percentage point higher than that of the aggregate price level measured by the GDP deflator. Buildings have a tendency to become more expensive than other goods and services. This trend is in contrast to the decline in the relative prices of other investment goods, equipment in particular. Decisive for this may be that the latter benefit from technical progress, especially in electronic components, and the goods are also traded internationally. On the other hand, productivity progress in the construction sector is very low and the production is also mainly local. Given the lower productivity gains in the construction sector and a similar development of wages across all sectors of the economy, construction work has to become more expensive compared to other goods.

Productivity differences due different degrees of mechanization and automation are likely to be behind these long-term price trends of different construction activities. The prices for building construction increased stronger than those for civil engineering and within the sector of building construction prices for finishing trades became relatively more expensive. Further prices for construction planning (including fees) increased stronger than construction prices in general; the productivity increases due to digitization may be compensated by more complex regulations.

Regional differences in the development of construction prices have shown particularly after reunification and at the current edge. About the year 2002, a largely uniform increase in prizes in the federal states is observed. At the current edge, the prizes mainly rise in the north and the east both in building construction and in civil engineering more strongly than in the south and west of the federal territory.

Striking from a cyclical perspective is that the increase in construction prices typically slows down before economic slumps. This differs from the pattern of macroeconomic prices whose buoyancy is only lower in economic recovery. It can also be observed that the prices for finishing trades tend to run slightly behind the prices for general construction work and their volatility is slightly reduced.

A model of construction prices

The prices in a competitive industry arise as a mark-up on marginal production costs. The price further depends on price expectations with which companies try to anticipate future cost development and thus try to avoid price changes. The resulting price setting model is referred to as a New Keynesian Phillips curve.

Given fixed capacities in the short run, marginal production costs depends primarily on labor costs and tend to be higher, the more capacities are utilized and the higher the prices of commodities, that are used as inputs, are. The latter are adequately approximated by aggregate import prices. Price expectations in the construction industry can be modelled using historical forecasts of the deflator of construction investment, as they are regularly found in the economic forecasts of multiple economic research institutions. Model consistent ("rational") expectations are not needed for modelling construction prices. The econometric implementation of a structural economic model of construction prices based on these considerations delivers a highly significant and stable relationship over the period from 1962 to 2019, which can explain a large part of the variance of prizes in this period.

Forecast for macroeconomic determinants of construction prices

For this model to be used for forecasting construction prices, forecasts of the determining variables are needed. Forecast of construction prices, on the one hand, depend on factors specific to the construction industry such as unit labor costs, capacity utilization and price expectations and on the other hand on expectations regarding macroeconomic developments.

With respect to forecasts for GDP, a number of external institutions regularly publish such forecasts in Germany. They contain forecasts for the current year and the following year. Medium-term forecasts are also available from external sources. In some cases, model-based forecasts for the medium-term horizon must be created for a number of macroeconomic variables, since no medium term forecast are readily available from external sources.

Assessment of the performance of the forecasting model

We systematically assess the performance of the medium-term forecast model for construction prices. Both in historically simulated out-of-sample forecasts over the period from 2000 to 2019 as well as in stochastic simulations, which are less dependent on the sample period used for evaluation, the model typically performs better than alternatives, such as forecasts for institutions and/or statistical procedures such as an autoregressive model or machine learning methods that are able to analyze large amounts of data. The forecast error for the forecasts generated by the model, measured by the root mean squared forecast error (RMSE), is one percentage point for forecasts at the one year horizon, and at about 1½ percentage points at the five year forecast horizon.

Forecasts for construction prices until 2025

Given current forecasts for GDP and demographic developments, our model forecasts construction activity to calm down somewhat over the next years, despite ultra-low interest rates.

Production capacities in the construction industry will therefore continue to be highly utilized over the next years. It is only towards the end of our forecast period that the utilization rate begins to fall, implying lower construction prices. Damping pulses on construction prices come from the nominal price determinants. Aggregate inflation will be about half a percentage point lower over the next years than between 2019 and 2020.

In the years 2021 and 2022, the deflator of construction investment is likely to rise only by around 1 or 0.5 percent per year. Thereafter, the price propulsion in the construction industry is accelerated with the ongoing macroeconomic price increase and eliminating the price-cut impulses through the decreased prices of imports. However, a recurrence of the high price increases of the years 2018 and 2019 can be excluded with an error probability of five percent for the entire forecast period. The phase of rising prices is likely to be over for the time being.

Conclusions

The central result of this research project is that it is indeed possible to predict construction prices over a horizon of five years, possibly longer. This statement applies at least in the sense that the forecast approach developed here is able to produce better forecasts for construction prices than simple or "cheap" alternatives, such as a simple time series model or models based on machine learning methods. Of course, this approach is not free of forecast errors. With a mean forecast standard error of 0.9 percentage points for the price increase in the following year and 1.4 percentage points in the fifth year, these errors are lower than that of competing approaches.

Given recent forecasts of external institutions, our approach currently comes to the conclusion that the phase of strongly rising construction prices is over for the time being. This is partly due to the Covid pandemic, although construction activity in Germany was comparatively very little affected. However, the world recession triggered by the Pandemic generates downward pressure on payrolls and general price levels in Germany as well as abroad. All in all, the increase in construction prices over the period from 2020 to 2025 is estimated to stay between $\frac{1}{2}$ and $1\frac{1}{2}$ percent, which is slightly lower than the expected increase of the aggregate price level.

1. Problemstellung

Die Kapazitäten im deutschen Baugewerbe werden seit mehreren Jahren immer stärker beansprucht. Gemäß Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) lag der Auslastungsgrad im vierten Quartal 2020 mit schätzungsweise 74,3 Prozent nur wenig unter seinem Rekordwert vom Jahreswechsel 2017/2018. Nie zuvor seit Beginn der Erhebung im Jahr 1963 war die Bauwirtschaft stärker ausgelastet als in den zurückliegenden vier Jahren. Planer und Architekten klagen bereits seit geraumer Zeit über stark zunehmende Schwierigkeiten, Baufirmen für Projekte zu gewinnen. Schon seit längerem sind die begrenzten Kapazitäten der Bauwirtschaft ein merkliches Produktionshemmnis.

Angesichts des Baubooms in Deutschland verlief die Entwicklung der Baupreise, gemessen am Deflator für Bauinvestitionen des Statistischen Bundesamtes, jahrelang vergleichsweise moderat. Zwischen 2011 und 2016 erhöhten sich die Preise für neue Bauten im Durchschnitt um 2,3 Prozent pro Jahr und damit nur rund einen halben Prozentpunkt stärker als die gesamtwirtschaftlichen Erzeugerpreise. Mittlerweile gehört diese relative Ruhe aber der Vergangenheit an. In den vergangenen beiden Jahren hat sich der Preisauftrieb merklich beschleunigt. Im Jahr 2019 zogen die Preise für Bauleistungen – bei weiterhin sehr moderatem gesamtwirtschaftlichem Preisauftrieb – um stattliche 4,4 Prozent gegenüber dem Vorjahr an, für Tiefbauarbeiten musste sogar 6,1 Prozent mehr gezahlt werden. Erst im Zuge des gesamtwirtschaftlichen Nachfragerückgangs in Folge der Corona-Pandemie 2020, sowie der konjunkturpolitischen temporären Senkung der Mehrwertsteuer hat sich der Preisauftrieb für Bauleistungen verlangsamt.

Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, welche Entwicklung bei den Baupreisen für die kommenden Jahre zu erwarten ist. Der abrupte wirtschaftliche Einbruch aufgrund der Covid-19 Pandemie hat im Baugewerbe bisher geringere Auswirkungen gehabt als in der Gesamtwirtschaft. Die realen Ausstattungsinvestitionen sind im dritten Quartal im Vergleich zum Vorjahr rund 10 Prozent geringer ausgefallen, der Rückgang der realen Bauinvestitionen betrug im Vorjahresvergleich hingegen nur 1 Prozent. Umfragen des ifo Instituts zeigen weiterhin einen hohen Auslastungsgrad des Bauhauptgewerbes, welcher bis einschließlich November 2020 nur 1 Prozentpunkt unter dem Jahresmittel des Vorjahres liegt. In der Tendenz dürften die Preise weiter anziehen, dafür spricht nicht zuletzt der trotz der Covid-19 Pandemie weiterhin hohe Kapazitätsauslastungsgrad der Bauwirtschaft. Aus diesen kurzfristigen Beobachtungen eine mittelfristige Vorhersage abzuleiten ist allerdings alles andere als trivial. Diese Aufgabe soll im Mittelpunkt des geplanten Forschungsprojekts stehen. Konkret soll es um eine Prognose der Preise für Bauleistungen über drei bis fünf Jahre, differenziert nach Leistungsarten und nach Regionen gehen.

Klassischerweise werden kurz- bis mittelfristige Prognosen makroökonomischer Größen mithilfe von makroökonomischen Strukturmodellen vorgenommen. Ein modellgestütztes Vorgehen verleiht dem Prognoseprozess Klarheit und Disziplin, erlaubt die statistische Prüfung von Hypothesen über vermutete Zusammenhänge und ermöglicht die Ableitung aussagefähiger statistischer Indikationen über die Prognoseunsicherheit. Ein dynamisches ökonomisches Strukturmodell gestattet die simulative Untersuchung komplexer gesamtwirtschaftlicher Wirkungszusammenhänge und es plausibilisiert und automatisiert die Ableitung von Prognosen für praktisch alle relevanten Größen aus Gesamtwirtschaft und Kapitalmarkt und zwar sowohl über die kurzfristige konjunkturelle Perspektive als auch über einen mittelfristigen Zeitraum. Es ermöglicht darüber hinaus die Konstruktion ökonomisch fundierter Szenarien und Wahrscheinlichkeitsverteilungen für diese Größen.

Während das Feld der makroökonomischen Modelle in der Literatur relativ reich bestellt ist, sieht es für Modelle zur Entwicklung speziell der Bauwirtschaft und/oder der Baupreise weitaus dünner aus. Von vereinzelt, sehr partiellen Ansätzen wie Döpke et al. (1999) oder Meier und Dumoulin (2017), Meier und Dahl (2018) gibt es nach unserem Kenntnisstand kaum jüngere Arbeiten, die sich mit der Modellierung der Bauwirtschaft oder gar der Baupreise befassen – zumindest keine veröffentlichten.

2. Entwicklungsmuster der Preise für Bauleistungen

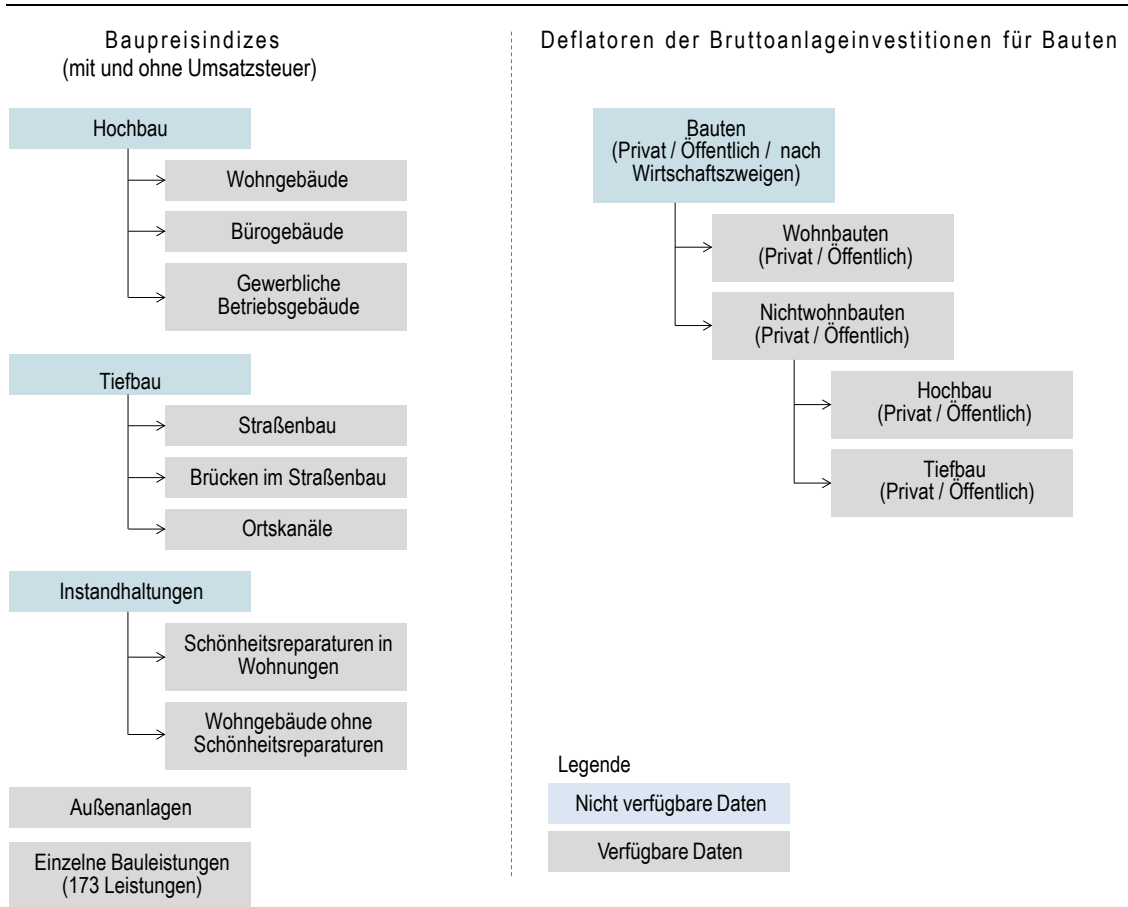
2.1 Zur Datenverfügbarkeit

Die Preise für Bauleistungen werden vom Statistischen Bundesamt in vierteljährlicher Frequenz veröffentlicht. Dabei wird nach Hochbau, Tiefbau, Instandhaltungen und Außenanlagen unterschieden. Diese Oberkategorien können teils weiter aufgeschlüsselt werden, so wird im Hochbau zwischen Wohngebäuden, Bürogebäuden und gewerblichen Betriebsgebäuden unterschieden, ebenso im Tiefbau zwischen Straßenbau, Brücken im Straßenbau und Ortskanälen. Der Preisindex für jede Gebäudeart setzt sich aus den gewichteten Preisindizes einzelner Bauleistungen zusammen. Die Preise für einzelne Bauleistungen werden von den Statistischen Landesämtern erhoben und als „Landesmesszahlen“ an das Statistische Bundesamt übermittelt, dort erfolgt eine Gewichtung der jeweiligen Länderergebnisse anhand der baugewerblichen Umsätze (Statistisches Bundesamt 2018). Mehrheitlich veröffentlichen die Statistischen Landesämter zudem eigene Baupreisindizes, diese ermöglichen einen regionalen Vergleich der Baupreise. Aktuell werden 173 einzelne Preisindizes für Bauleistungen erhoben, aus denen die Preisindizes für die verschiedenen Bauarten mittels entsprechender Wägungsschemata berechnet werden. Die Wägungsschemata sowie der Katalog der Bauleistungen werden vom Statistischen Bundesamt alle fünf Jahre überarbeitet und aktuellen Entwicklungen in der Bautechnik angepasst. Die Wägungsschemata werden auf Basis einzelner ausgewählter Bauvorhaben erstellt; um Sprünge in den Gewichten einzelner Bauleistungen zu vermeiden, wird stets der Mittelwert aus altem und neu ermitteltem Gewicht für die Aktualisierung genutzt (Vorholt 2013, S. 820). Baupreisindizes werden vom Statistischen Bundesamt sowohl mit als auch ohne Umsatzsteuer ausgewiesen. Daten zu den Baupreisen mit Umsatzsteuer auf Ebene der Gebäudearten liegen ab 1958 vor, lediglich Preise zu Außenanlagen beginnen erst 1968. Die Baupreise ohne Umsatzsteuer hingegen beginnen erst 1968.¹

Das Datenangebot hinsichtlich der Preisentwicklung bei Bauten beschränkt sich jedoch nicht nur auf explizite Baupreisindizes (Abb. 1). Des Weiteren werden im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) die Bruttoanlageinvestitionen für Bauten, unterschieden nach Gebäudearten (Wohnbau und Nichtwohnbau) sowie nach privaten und staatlichen Bauherren nominal und preisbereinigt veröffentlicht, dies ermöglicht die Berechnung von Deflatoren.

¹ Bis 1967 galt das System der Allphasen-Bruttoumsatzsteuer, hier war kein Vorsteuerabzug gezahlter Umsatzsteuer möglich. Der Steueranteil am Endpreis kumulierte sich über die Anzahl der Unternehmen im Produktionsprozess. Das heutige System der Mehrwertsteuer mit Vorsteuerabzug wurde 1968 eingeführt und erlaubt die Berechnung des exakten Steueranteils an einem Endpreis.

Abb. 1: Amtliche Statistiken der Baupreise

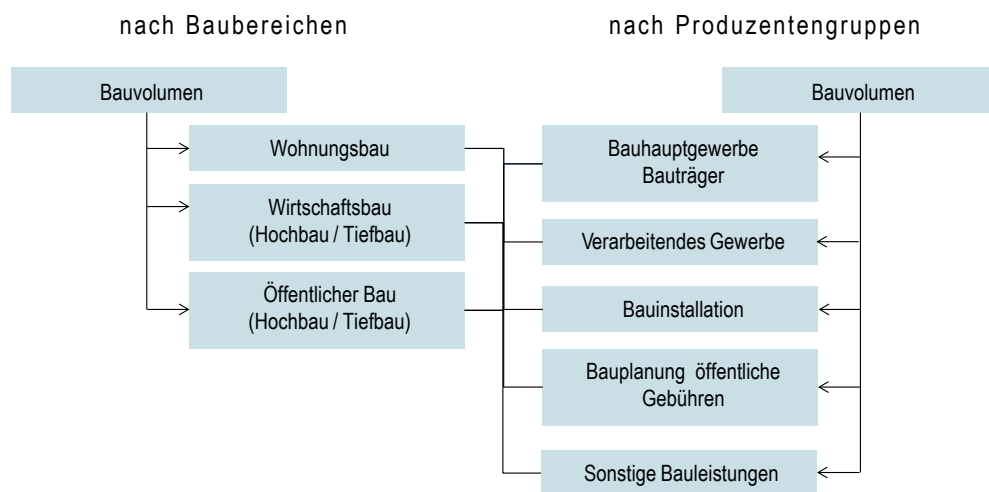


Quelle: Eigene Darstellung.

Im Unterschied zu den Baupreisindizes ermöglichen die Deflatoren auch eine Betrachtung der Preisentwicklung für das Aggregat der Bauten bzw. des Hochbaus und Tiefbaus, während die Baupreisindizes nur für einzelne Gebäudearten zur Verfügung stehen. Ebenfalls wird in der VGR nach privaten und öffentlichen Bauherren unterschieden. Daten zu den Bruttoanlageinvestitionen sind für das frühere Bundesgebiet ab 1950 verfügbar, jedoch mit Kompromissen in Bezug auf die Gliederungstiefe der Daten.

Im Gegensatz zu den Baupreisindizes liegen die Daten zu Deflatoren nicht als eine lange Zeitreihe vor, sondern als einzelne Zeitreihen für Deutschland und das frühere Bundesgebiet. Da die verschiedenen analytischen Verfahren, die in dieser Untersuchung angewendet werden sollen, für belastbare Aussagen auf möglichst lange Zeitreihen angewiesen sind, werden die verschiedenen Datenreihen für diese Analysen verkettet. Hierzu werden die aktuellen Daten mit der Veränderungsrate der historischen Reihe zurückgeschrieben.

Abb. 2: Datenverfügbarkeit der Bauvolumensrechnung



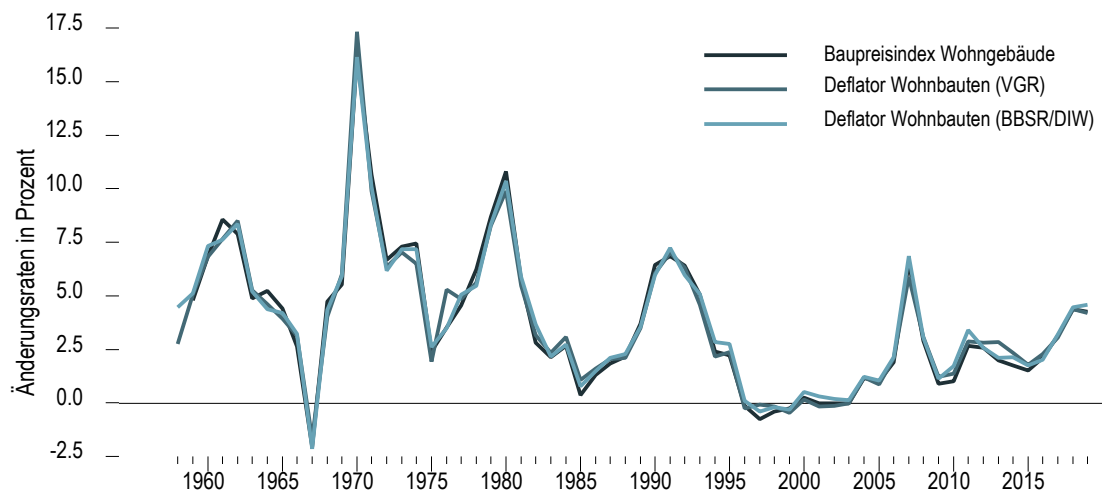
Quelle: Eigene Darstellung.

Im Unterschied zu den Baupreisindizes weisen die Deflatoren keine festen Wägungsschemata auf. Zur Berechnung der realen Investitionen und damit der Deflatoren (den Quotienten von nominalen und realen Werten) werden vom Statistischen Bundesamt Kettenindizes nach dem Laspeyres-Prinzip verwendet. Preisbereinigte Daten werden entsprechend zu Vorjahrespreisen ausgewiesen, die Preisbasis wechselt damit jedes Jahr. Die Baupreisindizes hingegen weisen ein für jeweils fünf Jahre fixen Warenkorb an Bauleistungen (Wägungsschemata) auf.

Die Bauinvestitionen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung umfassen ihrem Namen entsprechend ausschließlich investive Leistungen, dabei bleiben nicht werterhöhende Reparaturen und Instandsetzungsleistungen unberücksichtigt. Im Auftrag des BBSR berechnet das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) jährlich das Bauvolumen, welches die Summe aller Leistungen, die auf die Herstellung oder Erhaltung von Gebäuden und Bauwerken gerichtet sind, erfassen soll. Die Bauvolumensrechnung ist sowohl nachfrageseitig nach Baubereichen, darunter Wohnungsbau, Wirtschaftsbau und Öffentlicher Bau, als auch angebotsseitig nach Produzentengruppen untergliedert (Abb. 2). Die einzelnen Baubereiche können wiederum nach Produzentengruppen untergliedert werden, bzw. Produzentengruppen nach Baubereichen getrennt analysiert werden.

Durch die methodischen Unterschiede der drei vorgestellten Datenquellen kann es zu leichten Abweichungen zwischen den Baupreisaggregaten kommen. Als einzige Bauart sind die Preise für Wohnbauten sowohl als Baupreisindex als auch als Deflator gemäß Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung und Bauvolumensrechnung verfügbar. Ein Vergleich der Preise für Wohnbauten zeigt, dass es auf dieser Aggregationsebene keine nennenswerten Unterschiede der drei Datenquellen gibt (Abb. 3). Die Deflatoren der Bauinvestitionen und des Bauvolumens können ebenfalls im Aggregat verglichen werden, es zeigen sich auch dort keine signifikanten Unterschiede. In den folgenden Analyseschritten wird daher hauptsächlich der Deflator der Bauinvestitionen gemäß der VGR verwendet. Die Baupreisindizes und die Deflatoren des Bauvolumens werden für tiefergehende Analysen entsprechend ihrer Untergliederung verwendet.

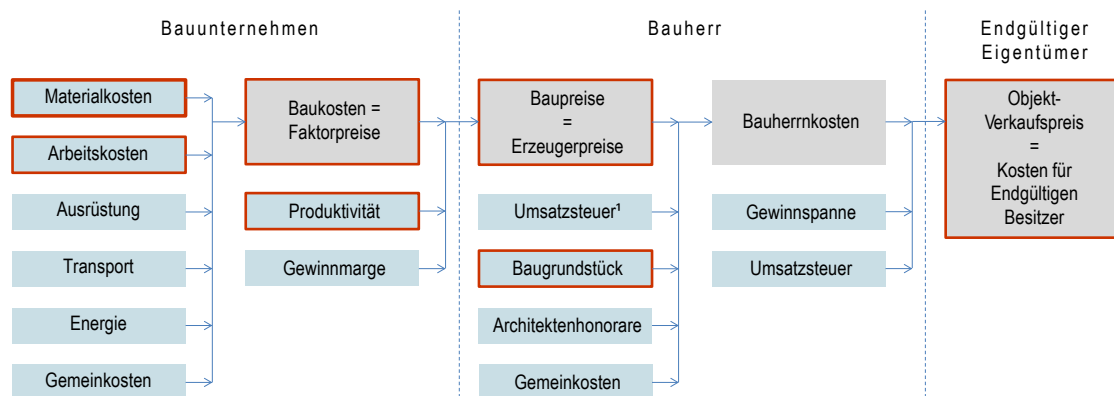
Abb. 3: Vergleich der Preise für Wohnbauten 1958-2019



Anmerkung: Baupreisindex für Wohngebäude mit Umsatzsteuer. Deflator für Wohnungsbau des Bauvolumens (BBSR / DIW). Deflator für Bruttoanlageinvestitionen in Wohnbauten gemäß Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung (VGR)

Quelle: Statistisches Bundesamt.

Abb. 4: Zusammensetzung von Baukosten und Baupreisen nach Baubeteiligten



Anmerkung: ¹Sofern der Bauherr gleichzeitig endgültiger Besitzer ist. Rot umrandet ist das Datenangebot des Statistischen Bundesamts.

Quelle: In Anlehnung an Dechent (2006), Schaubild 1.

Von den Baupreisen zu unterscheiden sind die Baukosten und die Immobilienpreise. Die Baukosten beschreiben lediglich die für den Bau des Gebäudes erforderlichen Arbeitskosten, Materialkosten, Kosten für Maschinen sowie für Energie und weitere Gemeinkosten, welche direkt mit der Erstellung des Bauwerks verbunden sind (Dechent 2006, S. 174f.). Nicht enthalten sind, im Unterschied zu den Baupreisen, die Produktivität und die Gewinnmargen der Bauunternehmen (Abb. 4). Immobilienpreise hingegen umfassen die gesamten Kosten, die der endgültige Eigentümer zur Erlangung eines Gebäudes bezahlen muss, dies beinhaltet unter anderem die Grundstückskosten, Architektenhonorare und die Umsatzsteuer.

Exkurs: Tatsächliche Bauwerkskosten

Die Baupreisindizes des Statistischen Bundesamtes haben das Ziel einer reinen Preisbetrachtung, Qualitätsveränderungen und Änderungen der baulichen und technischen Anforderungen werden nicht unmittelbar berücksichtigt. Ausdruck findet dieser Anspruch in den für fünf Jahren fixen Wägungsanteilen der einzelnen Bauleistungen, sowie bei der qualitätsbereinigten Erhebung der Preise für einzelne Bauleistungen.

Im Gegensatz hierzu steht die Erhebung der tatsächlichen Bauwerkskosten² auf Basis fertiggestellter Bauvorhaben. Die Arbeitsgemeinschaft für zeitgemäßes Bauen e.V. (ARGE e.V.) berechnet auf Basis detaillierter Kostenangaben abgeschlossener Bauvorhaben die tatsächlichen Kosten für ein vordefiniertes Mehrfamilienhaus (Typengebäude).³ Im Zeitablauf ergeben sich für das betrachtete Typengebäude Qualitäts- und Anforderungsveränderungen u.a. im Bereich der Barrierefreiheit und der Energieeffizienz (Energieeinsparverordnung – EnEV) bzw. hinsichtlich erneuerbarer Energien (Erneuerbare Energie Wärmegesetz – EEWärmeG). Diese neuen Vorschriften werden unmittelbar in den Bauwerkskosten erfasst (ARGE e.V. 2015). Im Vergleich der Bauwerkskosten nach ARGE e.V. mit den Baupreisen gemäß Statistischen Bundesamt führt dies zu Sprüngen im jeweiligen Index (Abb. 5). Diese Sprünge sind weitestgehend auf die Einführung und Novellierungen der EnEV (2002, 2009, 2013) und des EEWärmeG (2009) sowie die damit verbundenen erhöhten baulichen Anforderungen zurückzuführen.

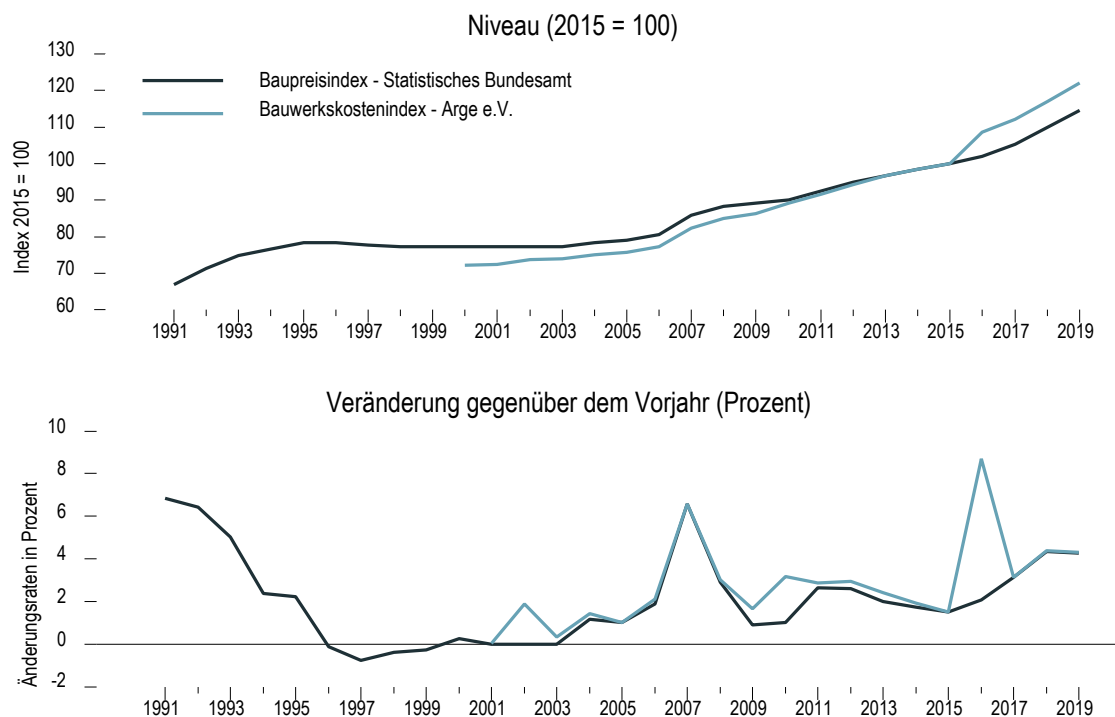
Das Wägungsschema des Bauwerkskostenindex der ARGE e.V. passt sich stetig an die aktuellen Anteile der Kostengruppen an. Neue Vorschriften zur Energieeinsparung in Form zusätzlicher Dämmung von Gebäuden steigern unmittelbar den Anteil von Dämmungsarbeiten am Gesamtindex. Derartige Veränderungen der Bauwerkstechnik finden im Wägungsschema des Baupreisindex des Statistischen Bundesamtes nur in Form der im fünfjährigen Turnus erfolgenden Aktualisierung der Anteile der Kostengruppen statt. Die auf Basis einiger exemplarischer Baumaßnahmen neu ermittelten amtlichen Gewichte werden jedoch, um Sprünge in den Wägungsanteilen zu vermeiden, mit den bisherigen Anteilen gemittelt, eine Anpassung an neue Bautechniken erfolgt somit nur langfristig. Die Entwicklung des amtlichen Preisindex muss dies jedoch nicht signifikant beeinflussen. Der Vergleich der Änderungsraten von Bauwerkskostenindex und amtlichen Baupreisindex zeigt jedoch, dass unbeachtet der Sprünge in 2002, 2009 und 2015 die Entwicklung sehr ähnlich ist, obwohl beide Indizes deutlich verschiedene Gewichte der einzelnen Kostengruppen ausweisen.⁴ Hintergrund dieser vergleichsweise homogenen Entwicklung ist, dass sich die Preise für einzelne Bauleistungen in den vergangenen 30 Jahren recht einheitlich entwickelt haben (vgl. Abb. 12 unten), Änderungen des Wägungsschemas haben daher nur einen geringen Einfluss auf die Entwicklung des Bauwerkskostenindex und des amtlichen Bauleistungspreisindex.

² Kostengruppen 300 (Kostengruppe Bauwerk - Baukonstruktionen) und 400 (Kostengruppe Bauwerk - Technische Anlagen) der DIN 276 (Kosten im Bauwesen).

³ Das Typengebäude hat den Anspruch einem durchschnittlichen Mehrfamilienhaus in Deutschland zu entsprechen, um eine möglichst realitätsnahe Abbildung der tatsächlichen Baukosten zu erzielen.

⁴ Der Wägungsanteil der Rohbauarbeiten betrug im Bauwerkskostenindex von ARGE e.V. im Jahr 2000 53,7 Prozent bzw. 45,9 Prozent im Jahr 2014 (ARGE e.V., 2015, S.71), während die Anteile sich im Baupreisindex des Statistischen Bundesamtes auf 48 Prozent (2000) bzw. 44,5 Prozent (2015) beliefen.

Abb. 5: Baupreise und Bauwerkskosten für Wohngebäude 1991-2019



Anmerkung: Bauwerkskostenindex im Wohnungsbau unter Berücksichtigung der Umsatzsteuer (ARGE e.V.) mit Qualitäts- und Anforderungsveränderungen.

Quelle: Arbeitsgemeinschaft für zeitgemäßes Bauen e.V., Statistisches Bundesamt.

Abschließend bleibt festzuhalten, dass der Baupreisindex des Statistischen Bundesamtes reine Preiseffekte berücksichtigt und konzeptionell vom Bauwerkskostenindex und damit den tatsächlichen Kosten zu unterscheiden ist. Maßgebliche Treiber der tatsächlichen Baukosten sind neben den reinen Preiseffekten, welche im Baupreisindex des Statistischen Bundesamtes abgebildet sind, neue Bauvorschriften (EnEV, EEWärmeG), welche eine absolute Kostensteigerung in Form von Qualitäts- und Mengensteigerungen der Bauleistungen bedingen. Im Hinblick auf die Prognose von tatsächlichen Baukosten können die Änderungen aufgrund unbekannter zukünftiger Bauvorschriften nicht abgeschätzt werden, es bleibt die Prognose der reinen Preiseffekte, also des Baupreisindex des Statistischen Bundesamtes, deren Determinanten und Prognose soll im Fokus dieses Forschungsprojekts stehen.

2.2 Die Preise für Bauleistungen im gesamtwirtschaftlichen Kontext

Das Bruttoinlandsprodukt setzt sich verwendungsseitig aus Konsumausgaben, Bruttoinvestitionen sowie der Differenz von Exporten und Importen, dem Außenbeitrag, zusammen. Die Konsumausgaben hatten 2019 mit 73 Prozent den größten Anteil am Bruttoinlandsprodukt, gefolgt von den Bruttoinvestitionen mit 22 Prozent.

Tab. 1: Änderungsraten der Deflatoren für Investitionen, Konsumausgaben und Bruttoinlandsprodukt (in Prozent) 1950-2019

Zeitraum	Bauinvestitionen	Ausrüstungs- investitionen	Konsumausgaben	Bruttoinlandsprodukt
1950 - 1959	4,8	3,6	1,9	3,0
1960 - 1969	4,2	2,3	2,4	3,3
1970 - 1979	6,8	4,2	4,8	5,2
1980 - 1989	3,1	2,9	2,9	3,0
1990 - 1999	2,6	0,3	2,0	2,1
2000 - 2009	1,5	- 0,8	1,3	1,0
2010 - 2019	2,8	0,6	1,3	1,5
1950 - 2019	3,7	1,8	2,4	2,7

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

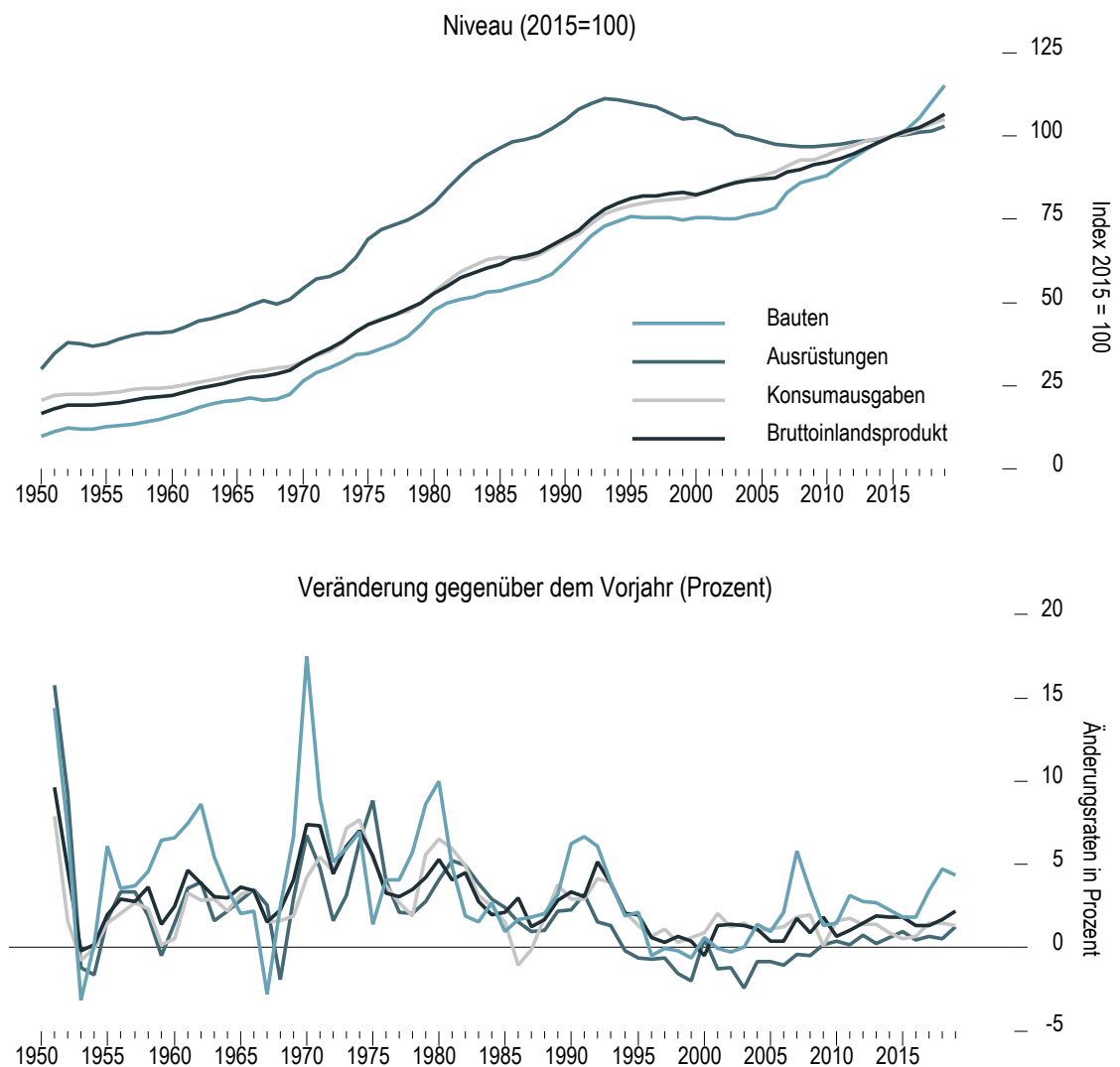
Der größte Teil der Investitionen entfiel mit 373 Mrd. Euro und einem Anteil von 50 Prozent auf Bauten, gefolgt von 240 Mrd. Euro (32 Prozent) für Ausrüstungen, weitere 18 Prozent entfielen auf Investitionen in Sonstige Anlagen. Investitionen in Bauten sind damit ein wichtiger Bestandteil der Gesamtwirtschaft. Im Folgenden soll die Entwicklung der Baupreise im Vergleich zur Preisentwicklung der Ausrüstungsinvestitionen, der Konsumausgaben jeweils gemessen am Deflator des jeweiligen Verwendungsaggregats bzw. des Bruttoinlandsprodukts analysiert werden.

Langfristige Trends

Mit einem durchschnittlichen jährlichen Anstieg von 3,7 Prozent zwischen 1950 und 2019 ist der Deflator der Bauinvestitionen im Vergleich zu dem der Ausrüstungsinvestitionen und dem der Konsumausgaben am stärksten gestiegen (Tab. 1). Die Ausrüstungsinvestitionen weisen lediglich einen mittleren Preisanstieg von 1,8 Prozent seit 1950 auf, dies ist vor allem auf eine schwache, teils rückläufige, Preisentwicklung der vergangenen 30 Jahre zurückzuführen. Ursächlich hierfür ist der Preisverfall bei Datenverarbeitungsgeräten, elektronischen und optischen Erzeugnissen.⁵ Die Preise für Konsumgüter stiegen im Durchschnitt um 2,4 Prozent und bestimmten aufgrund ihres hohen Anteils am Bruttoinlandsprodukt auch den Anstieg von dessen Deflator um durchschnittlich 2,7 Prozent maßgeblich.

⁵ Die Preise für Datenverarbeitungsgeräte, sowie elektronische und optische Erzeugnisse sind zwischen 1991 und 2010 um durchschnittlich 7,3 Prozent jährlich gefallen (Statistisches Bundesamt, Fachserie 18 Reihe 1.4, Tabelle 3.3.5).

Abb. 6: Deflatoren der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung im Vergleich 1950-2019



Anmerkung: Bis 1990 Früheres Bundesgebiet. Vor 1960 ohne Saarland und Berlin (West).

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

In den vergangenen sieben Dekaden lag der mittlere Anstieg des Deflatoren der Bauinvestitionen stets oberhalb des mittleren Anstiegs der Deflatoren für Ausrüstungen, Konsumausgaben und des Bruttoinlandsprodukts. Hohe Preisanstiege verzeichneten die Bauinvestitionen vor allem zwischen 1950 und 1979, in den 1970er Jahren belief sich der Preisanstieg im Mittel auf 6,8 Prozent. Diese inflationäre Phase ist den Bauinvestitionen gemein mit den Ausrüstungsinvestitionen und Konsumausgaben. Seit den 1990er Jahren hat sich der Preisauftrieb aller Komponenten des Bruttoinlandsprodukts deutlich verlangsamt, so stieg der Deflator des Bruttoinlandsprodukts zwischen 2010 und 2019 nur um durchschnittlich 1,5 Prozent pro Jahr. Mit einem durchschnittlichen jährlichen Anstieg von 2,8 Prozent stiegen die Preise für Bauten deutlich stärker.

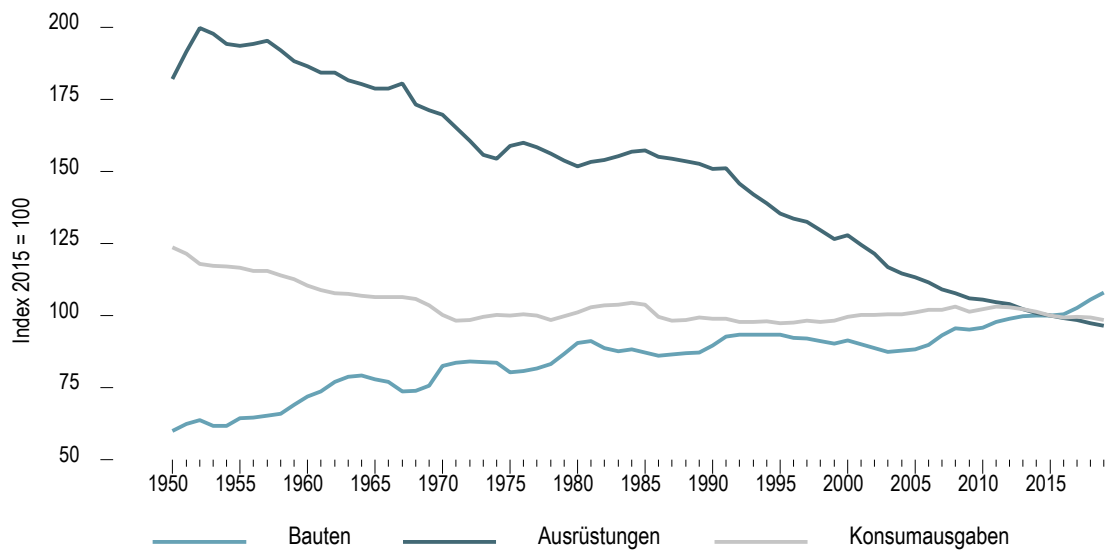
Die Preisentwicklung der Bauinvestitionen ist zudem vergleichsweise volatil, vor allem die inflationären Phasen sind im Vergleich mit Ausrüstungsinvestitionen und Konsumausgaben stärker ausgeprägt (Abb. 6). Herauszustellen sind die starken Preisanstiege 1970 und 1980 von 18 Prozent bzw. 10 Prozent. Weiter ist die Zeit der deutschen Wiedervereinigung mit durchschnittlichen Preisanstiegen von 6 Prozent zwischen 1990 und 1992 hervorzuheben. Im Kontrast hierzu steht die Phase nach 1993 bis 2005, der Anstieg der Baupreise verlangsamte sich zunächst deutlich und war schließlich zwischen 1996 und 1999 sowie 2001 und 2002 rückläufig. Die Stagnation der Preise ging einher mit einem Rückgang der Nachfrage; nach dem unmittelbaren Bauboom der Wiedervereinigung scheint ein Überangebot an Produktionskapazitäten im Baugewerbe⁶ und Bauten bestanden zu haben, damit einher ging ein deutlicher Rückgang des Auslastungsgrades im Bauhauptgewerbe (vgl. Abb. 20; Meier und Dahl (2018), S.46ff.) Seit 2005 verzeichnen die Baupreise wieder einen kontinuierlichen Anstieg, welcher über dem der allgemeinen Preisentwicklung liegt. Seit 2017 sind wieder Preisanstiege von über 3 Prozent jährlich zu verzeichnen. 2019 betrug der Preisanstieg der Bauinvestitionen 4,4 Prozent, während Ausrüstungsgüter und Konsumgüter sich nur um 1,3 Prozent verteuerten.

Nicht zuletzt der verstärkte Preisanstieg am aktuellen Rand verdeutlicht den langfristigen Trend einer Verschiebung des Relativpreises für Bauten. Der Relativpreis beschreibt allgemein den Preis eines Gutes im Verhältnis zu einem anderen Gut oder in diesem Fall zur gesamtwirtschaftlichen Gütermenge. Im Falle der Bauten zeichnet sich über den gesamten Beobachtungszeitraum ein Trend ab: Bauten verteuern sich relativ gesehen im Vergleich zu den übrigen in der Gesamtwirtschaft hergestellten Gütern und Dienstleistungen (Abb. 7). Im Gegensatz dazu steht ein deutlicher Relativpreisverfall der Ausrüstungsinvestitionen.

Hintergrund der Relativpreisverschiebung dürften unterschiedliche Anstiegsraten der Arbeitsproduktivität bei der Herstellung der betrachteten Güter und Dienstleistungen in Kombination mit deren internationaler Handelbarkeit sein (Baumol 1967). Während Ausrüstungsgüter wie Maschinen und Computer weltweit produziert und gehandelt werden können, müssen Bauleistungen in der Regel vor Ort erbracht werden, da das Endprodukt immobil ist, so dass internationale Konkurrenz im Baugewerbe kaum eine Rolle spielt. Hinzu kommt, dass der technologische Fortschritt im Bausektor aufgrund der geringeren Technisierungs- und Automatisierungsmöglichkeiten tendenziell geringer ist, was sich in einem im Vergleich zur Gesamtwirtschaft geringeren Wachstum der Arbeitsproduktivität äußert. Letztere hat zwischen 1960 und 2019 gemessen an der Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigem im Durchschnitt um 2,6 Prozent pro Jahr zugenommen, während sie sich in der Bauwirtschaft nur um 0,9 Prozent erhöhte (vgl. dazu auch BBSR 2019a, S. 94). Aufgrund der branchenübergreifenden Konkurrenz um die volkswirtschaftlich verfügbaren Arbeitskräfte müssen Baufirmen ihren Arbeitskräften freilich dem gesamtwirtschaftlichen Preis- und Produktivitätsanstieg entsprechende Lohnanstiege zahlen. Die Folge sind in Relation stärker steigende Preise im Baugewerbe, da dem Lohnanstieg kein entsprechender Anstieg der Produktivität gegenüber steht (Abb. 8). Allerdings weitet sich der Produktivitätsabstand zwischen den beiden Bereichen seit Mitte der 2000er Jahre vor allem infolge einer Abnahme der gesamtwirtschaftlichen Fortschrittsrate nur noch wenig aus. Entsprechend nimmt der Unterschied zwischen den (nominalen) Lohnstückkosten seither kaum noch zu. Insofern gehen von dieser Seite seither deutlich geringere Steigerungstendenzen auf die Baupreise aus als in der Vergangenheit.

⁶ Die Anzahl der Erwerbstätigen im Baugewerbe sank zwischen 1995 und 2005 um 31 Prozent, die Anzahl der angestellten Arbeitnehmer sogar um 39 Prozent. Entsprechend stieg der Anteil der Selbstständigen an den Erwerbstätigen im selben Zeitraum um 31 Prozent (Statistisches Bundesamt, Fachserie 18 Reihe 1.5, Tabelle 2.5 und 2.6).

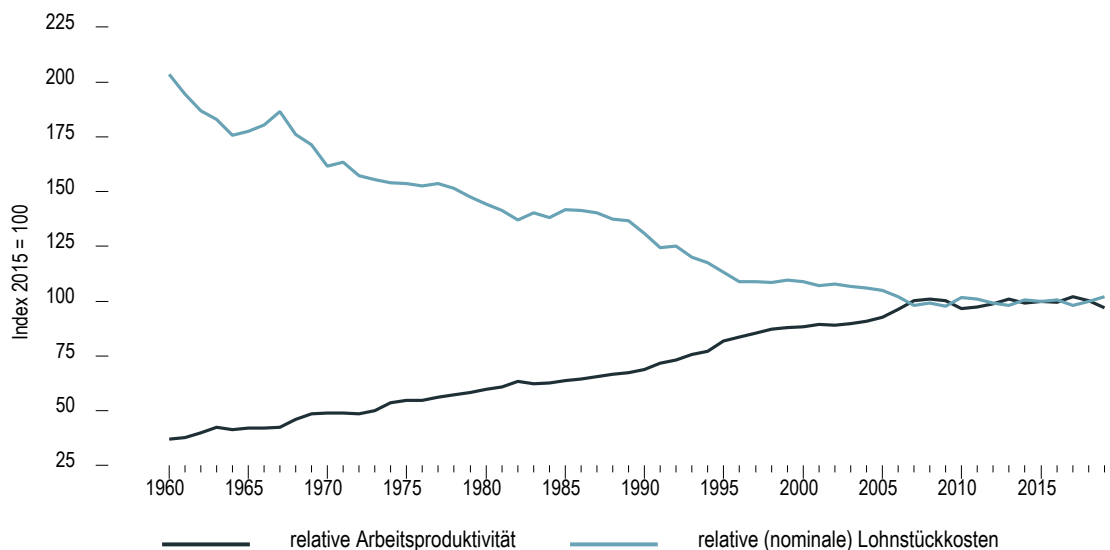
Abb. 7: Relative Entwicklung der Deflatoren der Verwendungsaggregate 1950-2019



Anmerkung: Verhältnis des jeweiligen Verwendungsdeflators zum Deflator des Bruttoinlandsprodukts. Bis 1990 Früheres Bundesgebiet. Vor 1960 ohne Saarland und Berlin (West).

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Abb. 8: Relative Entwicklung der Arbeitsproduktivität in der Gesamtwirtschaft und im Baugewerbe 1960-2019



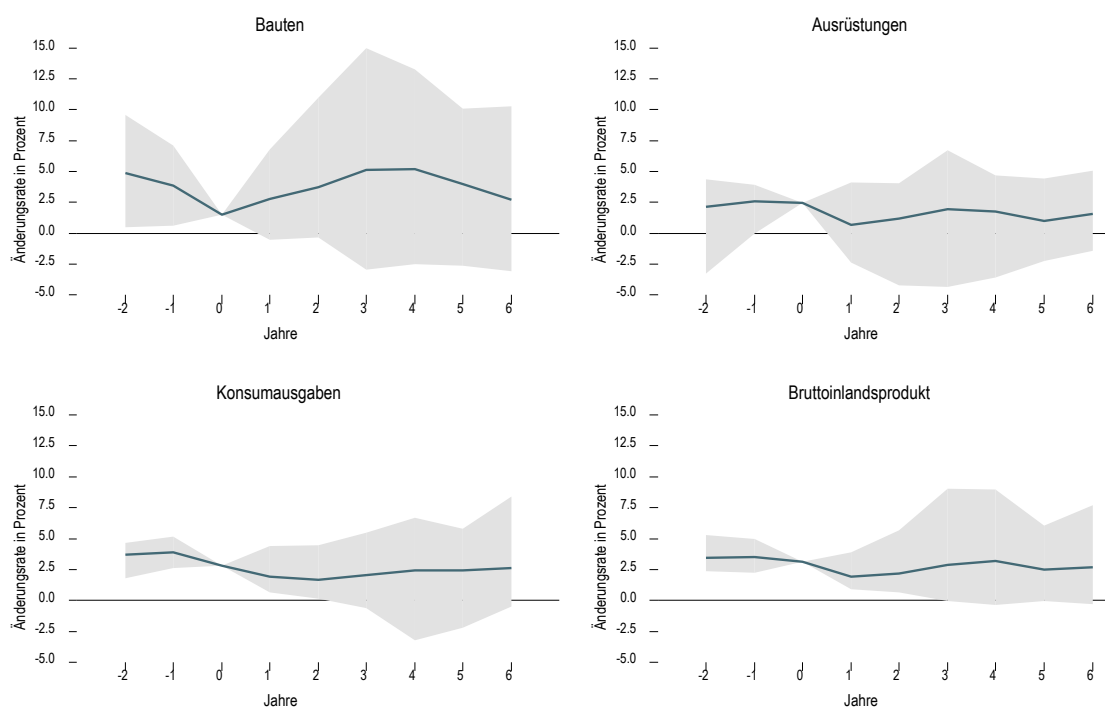
Anmerkung: Verhältnis Arbeitsproduktivität (preisbereinigte Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigenstunde) bzw. der nominalen Lohnstückkosten (Arbeitnehmerentgelt je geleisteter Arbeitnehmerstunde in Relation zur Arbeitsproduktivität) in der Gesamtwirtschaft zum Baugewerbe, indiziert 2015 = 100.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Dynamik im Konjunkturzyklus

Neben der Analyse von langfristigen Trends kann eine Zeitreihe auch im Hinblick auf ihr Verhalten im Konjunkturzyklus hin untersucht werden. Eine Methode dafür ist die von McLaughlin (1982) vorgestellte Betrachtung einer durchschnittlichen Rezession und der anschließenden Erholung. Diese Methode überzeugt dabei vor allem durch ihre Einfachheit, sie ist zudem nicht von statistischen Ungenauigkeiten betroffen. Ziel der Methode ist es, das durchschnittliche Verhalten einer Zeitreihe im zeitlichen Umfeld von gesamtwirtschaftlichen Rezessionen zu ermitteln (vgl. Anhang A.1). Die Festlegung der gesamtwirtschaftlichen Rezessionen als Vergleichspunkte⁷ ist dabei die einzige diskretionäre Entscheidung. In Deutschland bzw. im früheren Bundesgebiet gab es seit 1950 sieben Rezessionen, nämlich in den Jahren 1958, 1967, 1975, 1982, 1993, 2003 und 2009. Die Methode ermöglicht eine grafische Analyse des „typischen“ Verhaltens einer Zeitreihe im Konjunkturzyklus. Es wird jeweils eine Zeitspanne von neun Jahren abgebildet, zwei Jahre vor und sechs Jahre nach einem konjunkturellen Tiefpunkt (Jahr 0).

Abb. 9: Durchschnittliche Rezession und Erholung der Änderungsraten der Deflatoren der Verwendungsaggregate 1950-2019



Anmerkung: Dargestellt ist die durchschnittliche Veränderungsrate der jeweiligen Deflatoren in den Jahren um einen konjunkturellen Tiefpunkt. Durchschnittliche Änderungsrate der Preise als blaue Linie, graue Fläche markiert die jeweiligen Minima und Maxima.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

⁷ McLaughlin (1982), S. 57 setzt die konjunkturellen Hochpunkte als Referenzpunkte, um so den Verlauf einer typischen Rezession aufzuzeigen. Da aber die Tiefpunkte genauer festzulegen sind, wurden hier die konjunkturellen Tiefpunkte als Referenzpunkte gewählt.

Die Preise für Ausrüstungsinvestitionen, Konsumgüter sowie des Bruttoinlandsprodukts zeigen einen ähnlichen durchschnittlichen Verlauf (Abb. 9). Die Preisänderungsraten steigen vor dem konjunkturellen Tiefpunkt weiter leicht an, es kommt somit weiter zu einem erhöhten Anstieg der Preise. Die Änderungsrate der Baupreise hingegen sinkt bereits vor dem konjunkturellen Tiefpunkt und steigt unmittelbar nach der Rezession wieder deutlich an. Die Änderungsraten der anderen gesamtwirtschaftlichen Preise sinken hingegen nach einer Rezession zunächst und steigen erst 2 bis 3 Jahre später wieder. Des Weiteren erreicht die Preisänderungsrate der Baupreise bereits 4 Jahre nach einem konjunkturellen Tief ihren Höhepunkt und fällt anschließend erneut. Die Änderungsrate der Preise für Konsumgüter stagniert im Gegensatz hierzu mit Fortschreiten der wirtschaftlichen Erholung.

Eine weitere Methode um das Verhalten einer Zeitreihe im Konjunkturzyklus zu untersuchen, ist die Unterscheidung zwischen trendmäßiger und zyklischer Entwicklung. Letztere stellen die konjunkturellen Phasen⁸ dar, in welcher sich die Wirtschaft befindet. Anhaltende negative Abweichungen deuten auf einen Abschwung hin, während positive Abweichungen in der Regel mit einem Aufschwung einhergehen. Die zyklische wie die trendmäßige Komponente einer Zeitreihe lassen sich nicht direkt beobachten. Es bedarf statistischer Filterverfahren, um eine Zeitreihe in die beiden Komponenten zu zerlegen, eines der meist verwendeten Verfahren ist der Hodrick-Prescott-Filter.⁹ Das Filterverfahren berechnet den langfristigen Trend der Zeitreihe, die zyklischen Abweichungen vom Trend können dann als prozentuale Differenz zwischen Trend und tatsächlichen Daten ausgewiesen werden. Eine ausführliche Erläuterung der Methode findet sich im Anhang A.1.

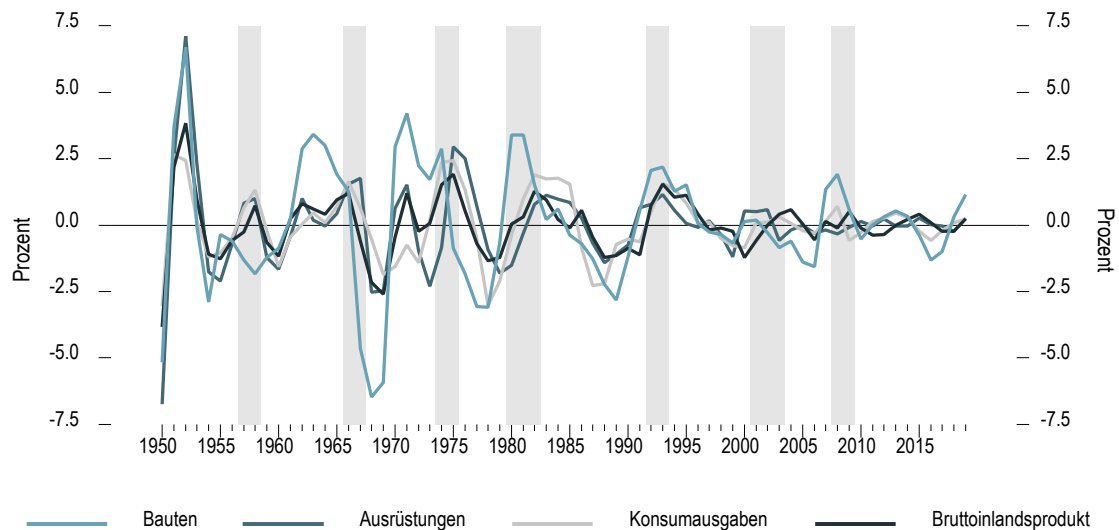
Der zyklische gesamtwirtschaftliche Verlauf der Preise wird durch den Deflator des Bruttoinlandsprodukts dargestellt. Aufgrund erhöhter gesamtwirtschaftlicher Nachfrage liegen die gesamtwirtschaftlichen Preise unmittelbar vor Rezessionen zumeist über ihrem langfristigen Trend (Abb. 10). In Phasen wirtschaftlichen Abschwungs ist die Nachfrage teils stark gedämpft, entsprechend verlangsamt sich der Preisanstieg, bleibt jedoch über dem langfristigen Trend. Phasen wirtschaftlicher Erholung nach Rezessionen sind von deutlich schwächeren Preisanstiegen geprägt, so dass es insgesamt zu negativen Abweichungen vom langfristigen Trend kommt. Fortschreitende Erholungsphasen und Aufschwünge schließen mit verstärkten Preisanstiegen den zyklischen Verlauf der Preise.

Erneut wird zudem die gesteigerte Volatilität der Baupreise im Vergleich zu den Preisen für Ausrüstungsinvestitionen, Konsumausgaben und Bruttoinlandsprodukt ersichtlich. Die Abweichungen vom langfristigen Trend sind im Fall der Baupreise besonders ausgeprägt, dies trifft vor allem auf die 1960er und 1970er Jahre zu. Eine starke negative Abweichung der Baupreise vom langfristigen Trend ist im Jahr 1968 zu beobachten, nach der Rezession sind die Baupreise deutlich hinter ihren langfristigen Anstiegsraten zurückgeblieben.

⁸ Hochkonjunktur → Abschwung → konjunktureller Tiefpunkt → Aufschwung.

⁹ Die Verwendung des Hodrick-Prescott-Filters zur Berechnung von Trends ist nicht unumstritten (vgl. Stamford 2005, S. 21f.; Harding, Pagan 2002, S. 376). Die vorliegenden Analysen wurden mit dem Baxter-King-Filter, als weiteres statistisches Filterverfahren, überprüft und führten zu vergleichbaren Ergebnissen.

Abb. 10: Zyklische Komponente als prozentuale Abweichung vom langfristigen Trend der Deflatoren der Verwendungsaggregate 1950-2019



Anmerkung: Abweichungen der Deflatoren von ihrem langfristigen Trend in Prozent. Der Trend wurde mittels Hodrick-Prescott-Filter ($\lambda = 10$) berechnet. Gesamtwirtschaftliche Rezessionen sind grau hinterlegt.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Bereits aus der grafischen Analyse wird ersichtlich, dass bis zur Rezession 1974 ein weitgehender Gleichlauf der Preise für Bauten, Ausrüstungen und dem Deflator des Bruttoinlandsprodukts besteht. Danach ändert sich der zyklische Zusammenhang. Bestätigt wird diese Beobachtung von der Analyse der Kreuzkorrelationskoeffizienten. Der Korrelationskoeffizient wird genutzt, um den Zusammenhang zwischen zwei Zeitreihen zu messen. Der Koeffizient kann dabei Werte zwischen minus eins und eins annehmen. Wobei der Wert eins für einen exakten Gleichlauf und minus eins für ein exakt gegenläufiges Verhalten der Zeitreihen steht. Bei der Berechnung von Kreuzkorrelationsstatistiken wird nun nicht nur der kontemporäre, sondern auch verschiedene zeitversetzte Korrelationskoeffizienten berechnet. So lässt sich überprüfen, in welcher zeitlichen Relation die betrachteten Zeitreihen stehen. In dieser Untersuchung wird dabei stets eine Spanne von ± 3 Jahren betrachtet. Außerdem wurden die Kreuzkorrelationsstatistiken für verschiedene Zeiträume erstellt, um so eine Veränderung im Zusammenhang über die Zeit näher zu untersuchen. Die Zeiträume wurden dabei anhand der gesamtwirtschaftlichen Rezessionen abgegrenzt.

Nach der Rezession 1974 weisen die Preise für Bauten mit einem Korrelationskoeffizienten von 0,68 bzw. 0,59 einen Vorlauf von 1 bis 2 Jahren vor den gesamtwirtschaftlichen Preisen auf (Tab. 2). Diese geänderte Dynamik lässt sich bis zur Rezession 1992 feststellen, danach verschiebt sich der zyklische Zusammenhang der Preise wieder in Richtung eines kontemporären Verlaufs der Preise. Der Korrelationskoeffizient der zyklischen Komponente der Baupreise zur zyklischen Komponente der gesamtwirtschaftlichen Preise beträgt zwischen 1993 und 2019 kontemporär 0,45 bzw. 0,49 im Fall des einjährigen Vorlaufs. Über den gesamten Beobachtungszeitraum ergibt sich ein weitgehend ausgeprägter zyklischer Gleichlauf der Preise mit einem Korrelationskoeffizienten von 0,73.

Tab. 2: Kreuzkorrelationskoeffizienten der zyklischen Komponenten der Baupreise und gesamtwirtschaftlichen Preise 1950-2019

Periode	Bruttoinlandsprodukt zu Bauten			1950-2019
	1950-1974	1975-1992	1993-2019	
- 3	- 0,25	- 0,59	0,04	- 0,33
- 2	- 0,49	- 0,49	- 0,07	- 0,47
- 1	0,04	- 0,10	0,00	0,02
0	0,83	0,46	0,45	0,73
+ 1	0,41	0,68	0,49	0,53
+ 2	- 0,06	0,59	0,34	0,15
+ 3	- 0,06	0,19	- 0,02	0,02

Anmerkung: Zeilen mit +1/2/3 geben einen Vorlauf der zyklischen Komponente des Deflators der Bauinvestitionen vor der zyklischen Komponente des Deflators des Bruttoinlandsprodukts an. Fett markiert sind jeweils die im Beobachtungszeitraum höchsten Korrelationskoeffizienten.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

2.3 Betrachtung nach Gebäudearten, Gewerken und Bauherren

Die umfangreiche Datenverfügbarkeit der Baupreise aus mehreren Datenquellen mit verschiedenen Untergliederungen erlaubt eine tiefergehende Analyse im Hinblick auf Preise verschiedener Gebäudearten, Gewerke und Bauherren sowie Regionen. Die Baupreisindizes des Statistischen Bundesamtes ermöglichen eine Untersuchung der unterschiedlichen Gebäudearten im Hochbau und Tiefbau sowie einzelner Bauleistungen. Ergänzend erlauben die Baupreisindizes einiger Bundesländer eine regional differenzierte Betrachtung. Die Untergliederung der Bauvolumensrechnung nach Produzentengruppen ermöglicht einen über Gebäudearten hinweg aggregierten Blick auf die Preisentwicklungen der einzelnen Gewerke. Ebenso besteht nach Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung und Bauvolumensrechnung die Möglichkeit zwischen öffentlichen und privaten Bauherren zu unterscheiden. Zur Verdeutlichung der Preisentwicklungen innerhalb des Bausegments werden die disaggregierten Preise sowohl einzeln als auch in Relation zum Deflator der Bauinvestitionen, als Relativpreis, analysiert. Die Analyse der Baupreisindizes des Statistischen Bundesamtes erfolgt dabei anhand der Preisgrößen inklusive Umsatzsteuer, da auch die Deflatoren der Bauinvestitionen und des Bauvolumens konzeptionell die Umsatzsteuer beinhalten.

Langfristige Trends

Die Baupreisindizes für verschiedene Gebäudearten sind im zeitlichen Verlauf sehr ähnlich. Eine gewisse Unterscheidung der durchschnittlichen Preisentwicklung lässt sich im Hinblick auf Hochbau und Tief-

bau feststellen. Die Preise für Gebäude im Hochbau sind in den vergangenen 61 Jahren um durchschnittlich 3,8 Prozent jährlich gestiegen, während der Preisanstieg im Tiefbau mit rund 3 Prozent pro Jahr etwas verhaltener ausfiel (Tab. 3). Der Hochbau ist damit in Relation zum Tiefbau teurer geworden. Zurückzuführen ist diese Entwicklung vor allem auf die in der Vergangenheit vergleichsweise geringen Preisänderungsraten im Straßenbau. Die Preisentwicklung innerhalb des Hochbausegments ist dabei sehr homogen, die Änderungsraten unterscheiden sich im Dekadenmittel meist nur um wenige Zehntel Prozentpunkte. Im Tiefbau ist die Streuung der Preisindizes etwas breiter, so unterscheidet sich vor allem der Straßenbau vom restlichen Tiefbau mit leicht geringeren Preisanstiegswerten. Seit Beginn der 2000er scheint sich dieser in der Historie zu beobachtende Umstand jedoch umgekehrt zu haben und der Straßenbau weist leicht höhere Preisanstiege auf, als bei Brücken im Straßenbau und Ortskanälen zu beobachten sind. Insgesamt sticht wieder die stark inflationäre Phase der 1970er Jahre mit Preisanstiegen von 6 Prozent bis 7 Prozent jährlich hervor.

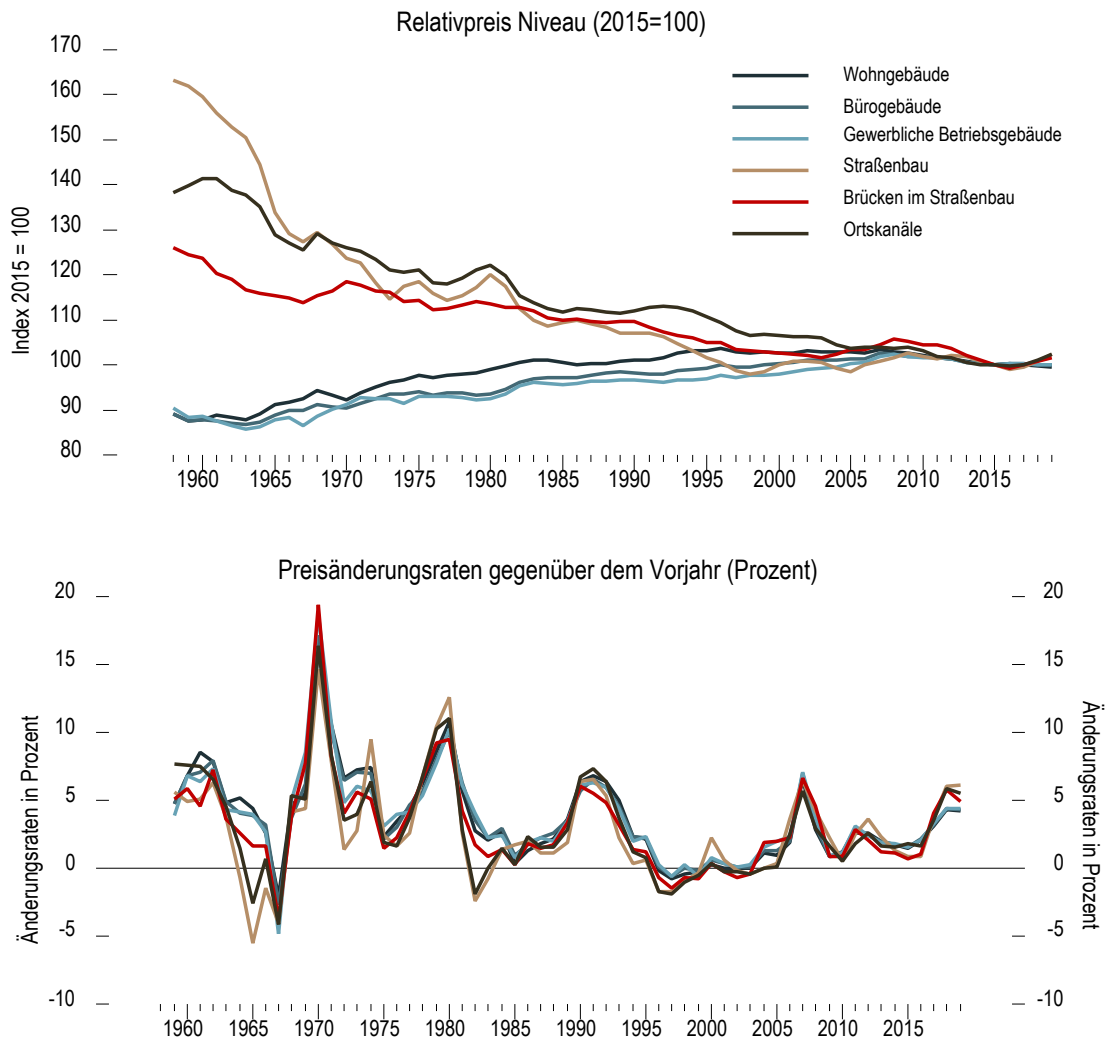
Der starke Preisanstieg in den 1970er Jahren geht vor allem auf die Jahre 1970 und 1979 mit 17 Prozent bzw. 10 Prozent jährlichem Preisanstieg zurück (Abb. 11). Weitere signifikante Preisanstiege sind sowohl im Hochbau als auch im Tiefbau zur Wiedervereinigung in den frühen 1990er Jahren sowie im Jahr 2007 zu verzeichnen. Der Preisanstieg 2007 geht mit einer Erhöhung der Umsatzsteuer um 3 Prozentpunkte von 16 Prozent auf 19 Prozent einher, jedoch ist der Preisanstieg nicht ausschließlich auf die Steuerhöhung zurückzuführen, da auch die Baupreisindizes ohne Umsatzsteuer im Jahr 2007 einen deutlichen Anstieg ausweisen. Auch ist der Anstieg der Verbraucherpreise im Zuge der Steuererhöhung deutlich verhaltener ausgefallen, wobei es hier zu beachten gilt, dass der verminderte Steuersatz von 7 Prozent, welcher für einige Konsumgüter gilt, unverändert blieb.

Tab. 3: Änderungsraten der Baupreise 1958-2019

Zeitraum	Wohn- gebäude	Büro- gebäude	Gewerbli- che Betriebs- gebäude	Straßen- bau	Brücken im Straßen- bau	Ortskanäle	Verbrau- cher- preisindex
1958-1969	4,9	4,6	4,4	2,1	3,7	3,7	2,2
1970-1979	7,4	7,1	7,1	6,0	6,7	6,3	4,7
1980-1989	3,4	3,6	3,6	2,2	2,7	2,2	2,8
1990-1999	2,8	2,7	2,7	1,7	1,9	2,1	2,3
2000-2009	1,5	1,7	1,9	2,0	1,8	1,3	1,6
2010-2019	2,5	2,6	2,6	2,8	2,5	2,7	1,3
1958-2019	3,8	3,8	3,7	2,8	3,2	3,1	2,5

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Abb. 11: Baupreise nach Gebäudearten 1958-2019



Anmerkung: Im oberen Teil Baupreise in Relation zum Deflator der Bauinvestitionen. Im unteren Teil Änderungsraten der Baupreise. Baupreise jeweils inklusive Umsatzsteuer.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Zuletzt sind die Baupreise wieder deutlich gestiegen, seit 2018 betragen die jährlichen Preisänderungsraten über 4 Prozent im Hochbau und über 5 Prozent im Tiefbau, damit hat sich der langfristige Trend einer relativen Verteuerung des Hochbaus im Vergleich zum Tiefbau zunächst umgekehrt.

Die im Vergleich zum Hochbau um bis zu 2 Prozentpunkte höheren Preissteigerungen im Tiefbau in den Jahren 2018 und 2019 können zum Teil mit einer zuletzt deutlichen Preissteigerung von Baukies und natürlichen Sanden (5,2 bzw. 4,5 Prozent) sowie von Asphaltmischgut¹⁰ (5,7 bzw. 6,2 Prozent) erklärt

¹⁰ Asphaltmischgut unter Zusatz von bitumenhaltigen Bindemitteln. Preise für Bitumen sind in den Jahren 2018 und 2019 ebenfalls deutlich gestiegen, Grund sind Preissteigerungen beim Erdöl.

werden.¹¹ Zwar wirkt sich gerade die Steigerung von Baukies und natürlichen Sanden auch auf den Hochbau u.a. in Form von steigenden Betonpreisen aus, jedoch ist der Wägungsanteil¹² von Betonarbeiten im Hochbau deutlich geringer als die Bedeutung von Kies und Asphalt für den Tiefbau. Zurückzuführen sind die deutlichen Preissteigerungen der Materialien vor allem auf Lieferengpässe von Kies und Sand. Übliche regionale Anbieter können die gesteigerte Nachfrage aufgrund der hohen Bauproduktion kaum bedienen, ein Ausweichen auf andere Anbieter in anderen Regionen Deutschlands oder im Ausland ist mit hohen Transportkosten verbunden und führt zu entsprechenden Preissteigerungen (Bauindustrieverband NRW e.V. 2019).

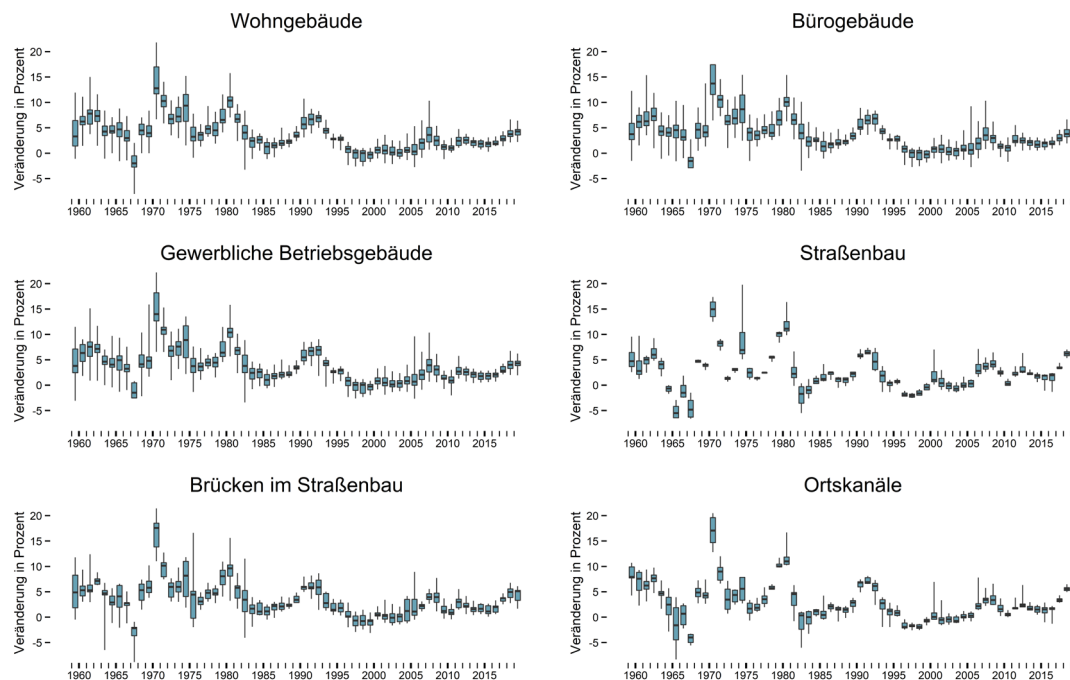
Die Baupreisindizes berechnen sich gemäß den gebäudespezifischen Wägungsschemata aus 173 Einzelindizes für Bauleistungen. Die Verfügbarkeit dieser Einzelindizes ermöglicht es festzustellen, ob Preisveränderungen auf Änderungen einzelner Bauleistungen zurückgehen oder ob Gewerke übergreifende Entwicklungen ursächlich sind. Übersichtlich lassen sich die divergierenden Preisentwicklungen innerhalb der Preisindizes für Gebäudearten mit sogenannten Boxplots analysieren. Dargestellt wird die Verteilung der einzelnen Preise für Bauleistungen für den jeweiligen Gebäudetyp mittels des Medians, des 25-Prozent- und des 75-Prozent-Quantils sowie der Minima und Maxima. Um die Streuung der einzelnen Preise im Zeitverlauf beurteilen zu können, werden nur jene Bauleistungen berücksichtigt, welche seit 1958 durchgehend bis zum aktuellen Rand erhoben wurden. Die Beobachtungsanzahl im Querschnitt ist somit im Zeitverlauf konstant.

Alle Baupreisindizes haben gemein, dass die Streuung der Preise für Bauleistungen im Zeitverlauf abnimmt (Abb. 12). Dabei scheint es sich um zwei separate Entwicklungen zu handeln. Zum einen besteht ein Zusammenhang zwischen der Höhe der Preisänderungsrate und der Streuung der einzelnen Preise für Bauleistungen. Im Betrag hohe Preisänderungsraten gehen mit einer erhöhten Streuung der Einzelpreise einher. Zum anderen gibt es einen Trend im Zeitverlauf hin zu einer geringeren Streuung der Einzelpreise, dies ist vor allem am aktuellen Rand zu beobachten. Eine hohe Streuung der Preise ist vor allem in den 1970er Jahren aufgetreten. In jener Zeit war auch der gesamtwirtschaftliche Preisauftrieb hoch. Ein möglicher Hintergrund der in diesem Zeitraum verstärkten Streuung der Einzelpreise liegt darin, dass in einem stark inflationären Umfeld sich für die Marktteilnehmer schwieriger feststellen lässt, welche Preise gerechtfertigt sind und inwiefern erhöhte Kosten an den Endkunden weitergegeben werden können. Die Unsicherheit in der Preisgestaltung und Preisfindung ist somit erhöht.

¹¹ Zwischen 2006 und 2017 sind die Preise für Baukies und natürliche Sande durchschnittlich um 1,9 Prozent gestiegen. Daten gemäß Erzeugerpreisindizes des Statistischen Bundesamtes, Fachserie 17, Reihe 2.

¹² Anteile gemäß den Wägungsschemata der Bauleistungspreisindizes für Wohngebäude und Straßenbau.

Abb. 12: Verteilung der Preise für Bauleistungen nach Gebäudearten 1958-2019



Anmerkung: Dargestellt ist jeweils der Median (horizontale Linie), die 25 Prozent und 75 Prozent Quantile (farbliche Säule) sowie das Minimum und Maximum (vertikale Linie) der Preisänderungsrate für Bauleistungen der jeweiligen Gebäudeart. Die Aussagekraft der Verteilung der Preise im Straßenbau und der Ortskanäle ist eingeschränkt, da die Anzahl der seit 1958 kontinuierlich erhobenen Bauleistungen gering ist.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Die Baupreisindizes des Statistischen Bundesamtes berechnen sich aus Baupreisinformationen, welche auf Landesebene von den jeweiligen Statistischen Ämtern erfasst werden. Eine Vielzahl von Bundesländern¹³ veröffentlicht auf Basis dieser regionalen Daten¹⁴ eigene Baupreisindizes für die verschiedenen Gebäudearten im Hochbau und Tiefbau.¹⁵ Die regionale Gliederung erfolgt gemäß Ländergruppen des BBSR – Nord, Ost, Süd, West. Trotz fehlender Baupreisindizes aus einzelnen Bundesländern ist die Datenabdeckung insgesamt gut, lediglich die Gruppe Nord wird allein durch Niedersachsen repräsentiert (vgl. Anhang A.2). Ein Vergleich der aggregierten verfügbaren Baupreisdaten der Statistischen Landesämter mit den Baupreisen veröffentlicht vom Statistischen Bundesamt für das frühere Bundesgebiet zeigt, dass die verfügbaren Landesdaten die Preisentwicklung sehr gut erfassen (vgl. Abb. 40).

Die Unterschiede in der Entwicklung der Baupreise zwischen den Ländergruppen ist über die Gebäudearten hinweg recht ähnlich (Abb. 13). Vor der Wiedervereinigung 1991 lassen sich kaum Unterschiede in

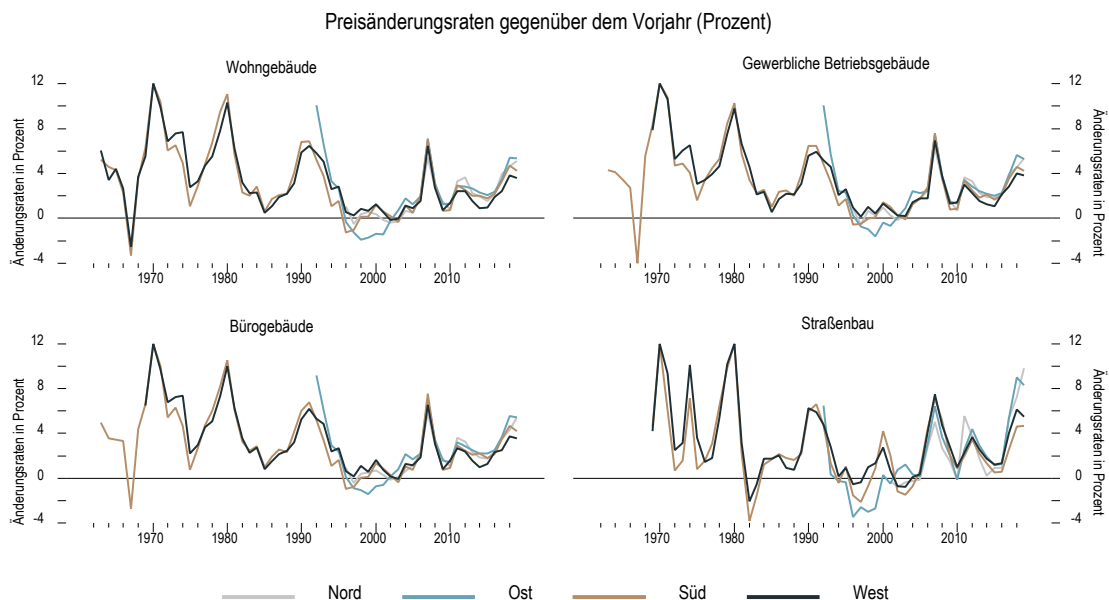
¹³ Die Statistischen Landesämter von Baden-Württemberg, Bayern, Berlin, Brandenburg, Hessen, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Saarland, Sachsen-Anhalt, Sachsen und Thüringen veröffentlichen eigene Baupreisindizes mit unterschiedlicher historischer Datenverfügbarkeit (vgl. Tab. 19). Zur Berechnung regionaler Indizes vgl. Anhang A.2.

¹⁴ Die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder veröffentlicht ebenfalls Bundesland spezifische Deflatoren der Bauinvestitionen, im Gegensatz zu den Baupreisindizes der Länder sind hier keinerlei regionale Unterschiede zu identifizieren.

¹⁵ Der Tiefbau wird in den deskriptiven Analysen der regionalen Baupreise alleinig durch den Straßenbau repräsentiert, da die Datenverfügbarkeit der weiteren Gebäudearten Brücken im Straßenbau und Ortskanäle teilweise eingeschränkt ist.

der Preisentwicklung der Regionen Süd und West feststellen. Nach der Wiedervereinigung 1991 sind die Baupreise in den neuen Bundesländern (Ländergruppe Ost) zunächst stärker gestiegen als im übrigen Bundesgebiet. Für den Hochbau kehrt sich dieser Trend zwischen 1996 und 2002 um, die Baupreise steigen nicht nur deutlich schwächer als in den übrigen Ländergruppen, sondern sie sind sogar rückläufig. Der Straßenbau divergiert von diesem Muster, bereits nach 1992 geht die Preisänderungsrate in den neuen Ländern deutlich zurück und liegt unter der Teuerungsrate der übrigen Länder. Zwischen 2002 und 2006 steigen die Baupreise in den neuen Ländern im Vergleich erneut stärker, bis ab 2006 (im Straßenbau schon ab 2004) eine Homogenisierung der Preisänderungsraten aller Ländergruppen zu beobachten ist. Seit 2011 zeigt sich eine differenzierte Entwicklung der Baupreise, zwar ist der Trendverlauf weiterhin sehr ähnlich, jedoch ist die Preisänderungsrate in der Ländergruppe West zwischen 2011 und 2019 um durchschnittlich 0,6 bis 1 Prozentpunkt geringer als in den übrigen Ländergruppen. Auch im Süden ist der Preisauftrieb geringer ausgeprägt. Am stärksten war der Preisauftrieb in den vergangenen 10 Jahren mit durchschnittlich 3,3 Prozent in der Ländergruppe Ost, dies ist besonders in den letzten zwei Jahren (2018 und 2019) zu beobachten. Die Differenz der Preisänderungsrate der Ländergruppe Ost zur Ländergruppe West betrug im Hochbau zuletzt rund 1,7 Prozentpunkte (Stand 2019). Auch in Niedersachsen, welches die Ländergruppe Nord repräsentiert, waren die Preisanstiege im Hochbau zuletzt stärker ausgeprägt als in den Ländergruppen West und Süd. Im Straßenbau sind die für den Hochbau zu beobachtenden regionalen Differenzen noch deutlicher ausgeprägt. Der mittlere Preisanstieg in den letzten beiden Jahren (2018 und 2019) in den Ländergruppen Süd und West betrug 4,7 bzw. 5,8 Prozent, während im selben Zeitraum die Preise in den östlichen Bundesländern im Mittel um jährlich 8,6 Prozent gestiegen sind. Im Norden (Niedersachsen) war der Preisanstieg im Straßenbau mit 8,5 Prozent ebenfalls deutlich erhöht im Vergleich zum Süden und Westen.

Abb. 13: Baupreise nach Gebäudearten und Regionen 1991-2019

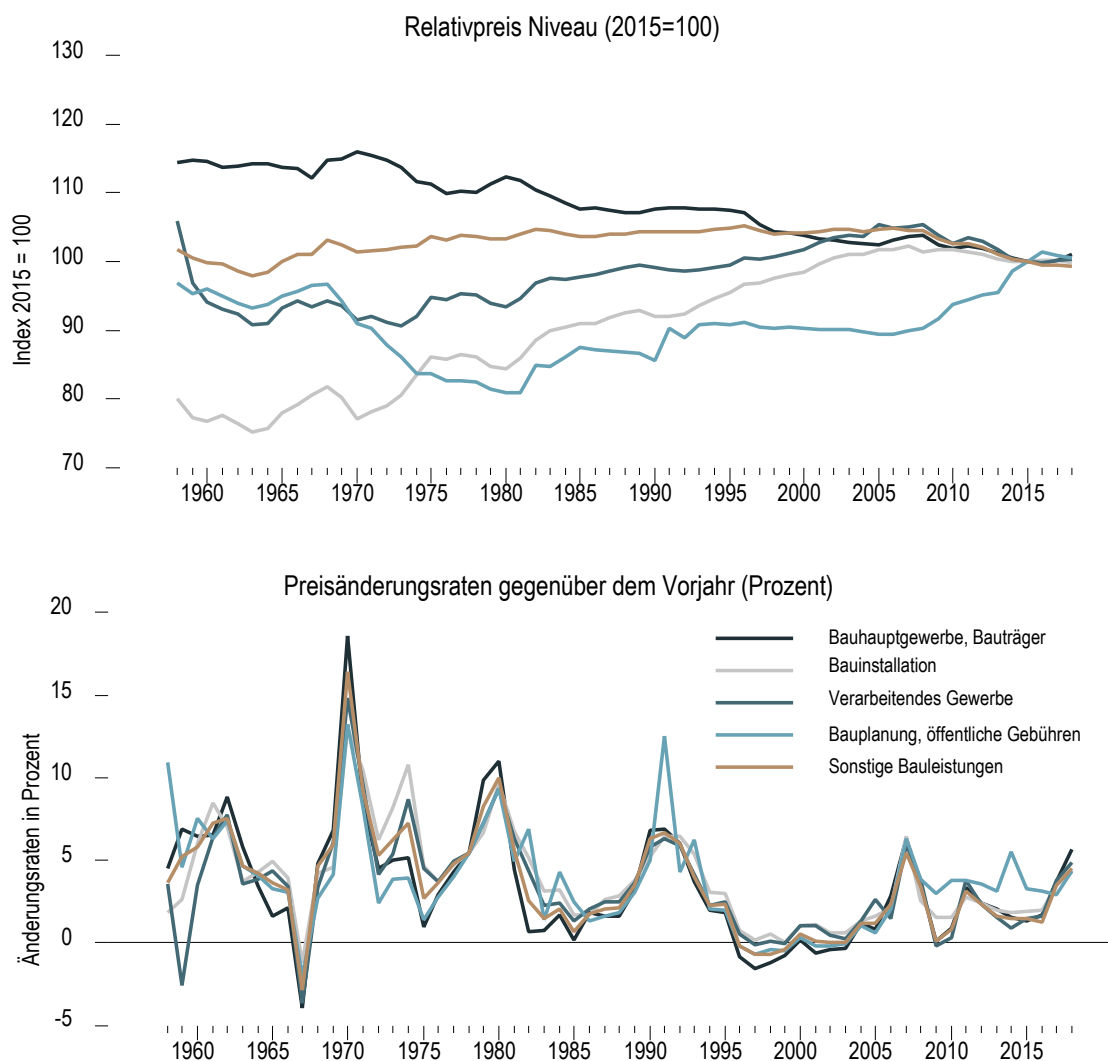


Anmerkung: Baupreisindizes einzelner verfügbarer Bundesländer gewichtet mit den renormierten Wägungsanteilen zur Berechnung des Bundesbaupreisindex, vgl. Anhang A.2.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Statistische Landesämter, eigene Berechnungen.

Neben der Unterscheidung nach Gebäudearten erlaubt die Bauvolumensrechnung eine Disaggregation nach Produzentengruppen bzw. Gewerken. Hierbei werden neben Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe auch die Leistungen des verarbeitenden Gewerbes, der Bauplanung inklusive öffentlicher Gebühren sowie der sonstigen Bauleistungen erfasst. Die Deflatoren nach Produzentengruppen können dabei zudem nach Baubereichen: Wirtschaftsbau, Öffentlicher Bau und Wohnungsbau sowie Hochbau und Tiefbau getrennt analysiert werden. Im Zeitverlauf zeigt sich ein recht ähnlicher Verlauf der Preise der verschiedenen Gewerke (Abb. 14, unterer Teil). Auffällig ist die teils erhöhte Preisänderungsrate für Bauplanung und öffentliche Gebühren, diese sticht zum einen 1991 mit einem Preisanstieg von 12 Prozent sowie mit einem mittleren Preisanstieg von 3,6 Prozent zwischen 2009 und 2016 hervor. Deutlich wird dies auch in der Betrachtung der Baupreise nach Produzentengruppen in Relation zum allgemeinen Baupreis gemessen am Deflator der Bauinvestitionen (Abb. 14, oberer Teil).

Abb. 14: Baupreise nach Produzentengruppen 1958-2018



Anmerkung: Oberer Teil Deflatoren des Bauvolumens in Relation zum Deflator der Bauinvestitionen. Unterer Teil Änderungsrate der Deflatoren des Bauvolumens.

Quelle: BBSR, DIW, eigene Berechnungen.

Seit 1980 ist eine relative Verteuerung der Bauplanung und öffentlicher Gebühren zu beobachten, dieser Entwicklung vorweg ging eine relative Preissenkung. Im Gegensatz hierzu hat sich die Produzentengruppe der Bauinstallation im Beobachtungszeitraum bis 2010 relativ verteuert, im Kontrast steht der Relativpreisrückgang für Leistungen des Bauhauptgewerbes und der Bauträger. Die relative Preiszunahme der Bauinstallation ist vor dem Hintergrund einer zunehmenden Bedeutung des Ausbaugewerbes (vgl. Abb. 16) in der Errichtung von Hochbauten besonders hervorzuheben.

Sowohl die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung als auch die Bauvolumensrechnung erlauben eine Unterscheidung zwischen privaten und öffentlichen Bauherren. Dabei konzentrieren sich die Bauinvestitionen des Staates gemäß VGR im Mittel seit 1991 zu 97,8 Prozent auf Nichtwohnbauten. Die Unterscheidung der Bauvolumensrechnung in Hochbau und Tiefbau zeigt zudem, dass die Bautätigkeit des öffentlichen Sektors mit im Mittel seit 1991 59,1 Prozent zum Großteil auf den Tiefbau entfällt. Entsprechend profitiert die öffentliche Bautätigkeit vom Relativpreisverfall des Tiefbaus der vergangenen Jahrzehnte. Ferner entfallen gemäß Bauvolumensrechnung rund 50 Prozent (Stand 2019) der gesamten Tiefbauleistungen auf öffentliche Auftraggeber. In den 1960er und 1970er Jahren betrug der Anteil sogar über 60 Prozent. Entsprechend hoch ist die Bedeutung öffentlicher Baunachfrage für den Tiefbausektor.

Insgesamt ist in der Betrachtung der Preisänderungsraten deutlich geworden, dass die Entwicklung der disaggregierten Baupreise im kurz- und mittelfristigen Verlauf weitestgehend homogen ist, größere Divergenzen lassen sich nur in stark inflationären Zeiten feststellen. In der Betrachtung der Relativpreise lassen sich jedoch längerfristige Verschiebungen identifizieren. Hierbei ist die relative Verteuerung des Hochbaus im Vergleich zum Tiefbau, sowie der verstärkte Preisanstieg im Ausbaugewerbe und im Bereich der Bauplanung unter Berücksichtigung der öffentlichen Gebühren hervorzuheben.

Dynamik im Konjunkturzyklus

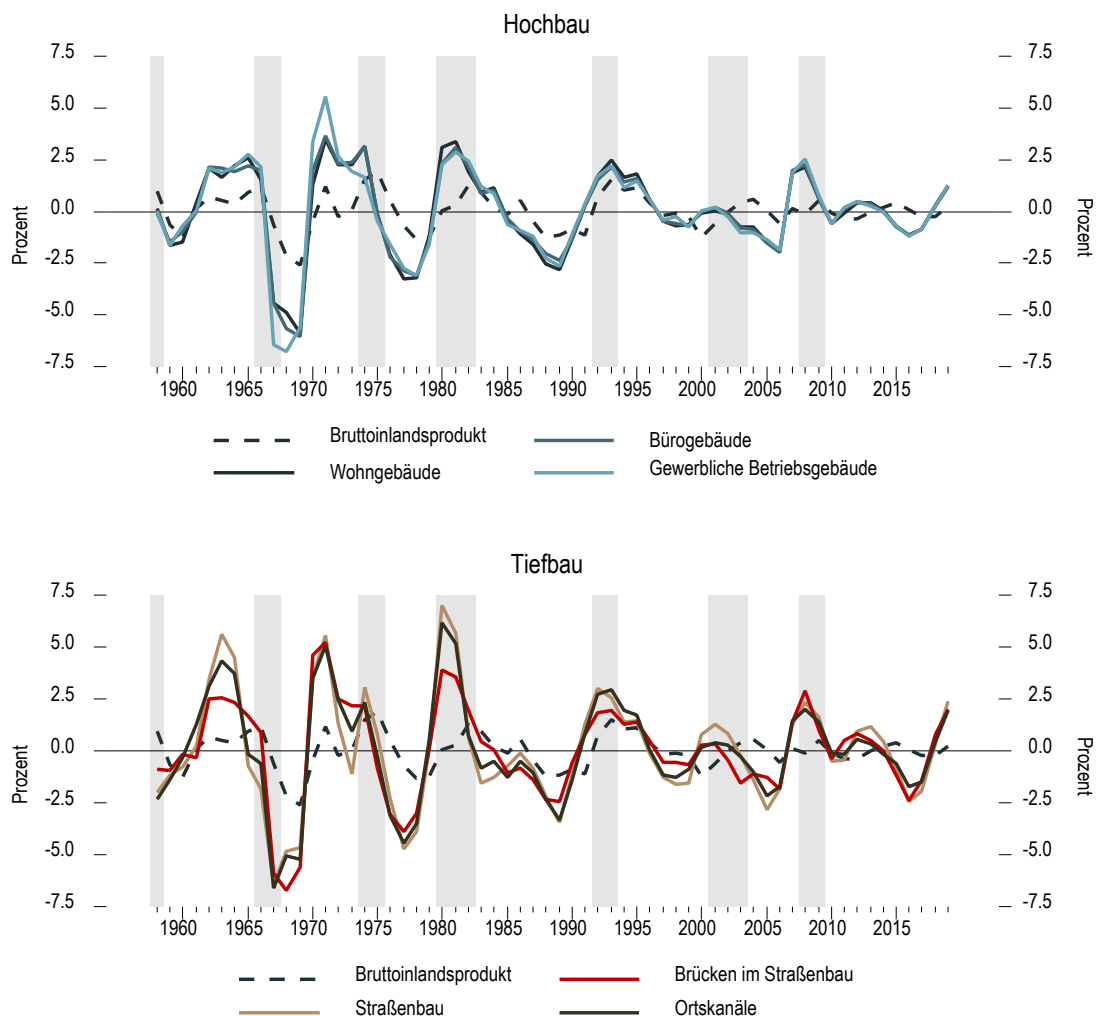
Die bereits oben vorgestellten Methoden zur Analyse des konjunkturellen Verhaltens der Baupreise im Aggregat können auch auf die einzelnen Preisindizes im Hochbau und Tiefbau angewendet werden. Aufgrund der Ähnlichkeit der Baupreise im Hochbau und Tiefbau wird auf eine separate Darstellung der durchschnittlichen Rezession und Erholung an dieser Stelle verzichtet. Das durchschnittliche Verhalten der Hochbau- und Tiefbaupreise deckt sich mit der in Abb. 9 dargestellten Preisentwicklung der Baupreise. Vielmehr soll in diesem Abschnitt der Fokus auf der zyklischen Komponente der Baupreise im Hochbau und Tiefbau liegen. Hierzu wird erneut das Hodrick-Prescott-Filterverfahren angewendet, um die trendmäßige Entwicklung von der zyklischen zu trennen, die zyklische Entwicklung wird als prozentuale Abweichung vom langfristigen Trend dargestellt.

Sowohl für die Preise im Hochbau als auch im Tiefbau ist ein klarer konjunktureller Verlauf zu erkennen, dieser ist im Vergleich zum Deflator des Bruttoinlandsprodukts vor allem in den 1960er, 1970er und 1980er Jahren stark ausgeprägt (Abb. 15). Generell ist die konjunkturelle Entwicklung der beiden Preisgruppen ähnlich, es gibt keinen merklichen zeitlichen Versatz zwischen Baupreisen im Hochbau und im Tiefbau. Jedoch sind die Abweichungen vom langfristigen Trend und damit die konjunkturellen Schwankungen der Tiefbaupreise im Vergleich zum Hochbau vor 1985 ausgeprägter. Nach der Wiedervereinigung hat sich konjunkturell ein Gleichlauf sowohl in Bezug auf den Zeitpunkt der Abweichungen als auch in Bezug auf die Magnitude der konjunkturellen Schwankungen eingestellt. Zuletzt sind wieder leichte Unterschiede in der konjunkturellen Entwicklung zu beobachten, sowohl negative als auch positive Abweichungen der Tiefbaupreise zu ihrem langfristigen Trend sind seit 2015 wieder stärker als im Hochbau

ausgeprägt. Die für den Tiefbau hier dargestellten Preisindizes Straßenbau, Brücken im Straßenbau und Ortskanäle stellen Marktsegmente dar, für die öffentliche Bauherren die Hauptauftraggeber sind. Entsprechend stark beeinflusst die Nachfrage nach derartigen Infrastrukturinvestitionen auch die Preisentwicklung im Tiefbau. Eine getrennte Analyse der Preisindizes des Tiefbaus getrennt nach Wirtschaftsbau und öffentlichem Bau im Rahmen der Bauvolumensrechnung, zeigt keine signifikanten konjunkturellen Unterschiede zwischen privatem und öffentlichem Tiefbau.

Im Vergleich zum Deflator des Bruttoinlandsprodukts weisen die Preise für Bauten auch disaggregiert in ihrer zyklischen Entwicklung eine Tendenz zu einem zeitlichen Vorlauf auf. Im Tiefbau, dargestellt durch den Preisindex im Straßenbau, ist dieser leichte zeitliche Versatz mit der höchsten Korrelation für den einjährigen Vorlauf in allen Beobachtungszeiträumen ausgeprägter als im Hochbau (Tab. 4). Zwischen 1958 und 1974 sowie zwischen 1993 und 2019 ist der Hochbau, repräsentiert durch den Baupreisindex für Wohngebäude von einem zeitlichen Gleichlauf mit der zyklischen Komponente des allgemeinen Preisniveaus geprägt. Eine Tendenz zu einem einjährigen Vorlauf besteht über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg und war zwischen 1975 und 1992 besonders ausgeprägt.

Abb. 15: Zyklische Komponente als prozentuale Abweichung vom langfristigen Trend der Preise im Hochbau und Tiefbau 1958-2019



Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Tab. 4: Korrelationskoeffizienten der Baupreise im Hochbau und Tiefbau im Vergleich zu den Verbraucherpreisen 1958-2019

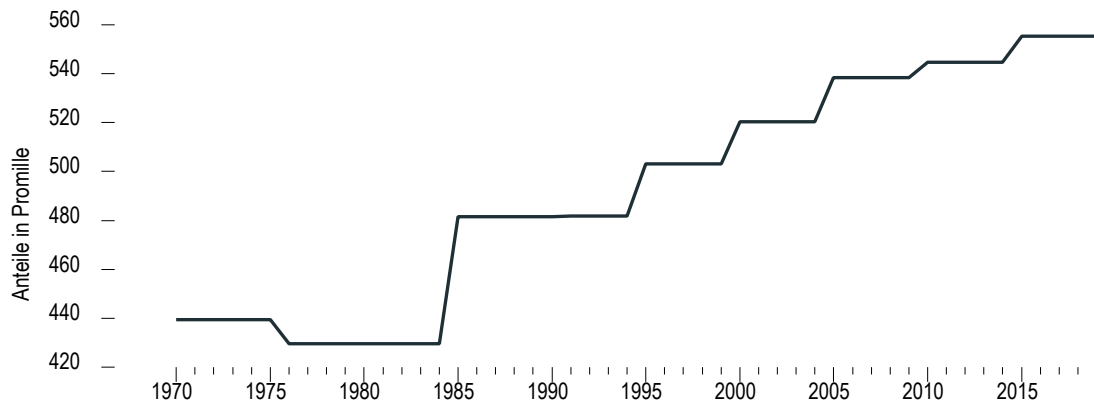
Bruttoinlandsprodukt zu Wohngebäuden				
Periode	1958-1974	1975-1992	1993-2019	1958-2019
- 3	- 0,44	- 0,58	0,08	- 0,47
- 2	- 0,32	- 0,42	- 0,04	- 0,35
- 1	- 0,22	- 0,02	0,07	0,14
0	0,86	0,56	0,50	0,70
+ 1	0,68	0,71	0,47	0,74
+ 2	0,16	0,59	0,36	0,42
+ 3	- 0,11	0,17	- 0,01	0,04
Bruttoinlandsprodukt zu Straßenbau				
Periode	1958-1974	1975-1992	1993-2019	1958-2019
- 3	- 0,52	- 0,55	- 0,15	- 0,55
- 2	- 0,52	- 0,65	- 0,32	- 0,57
- 1	0,00	- 0,29	0,22	- 0,11
0	0,58	0,36	0,30	0,46
+ 1	0,60	0,60	0,50	0,66
+ 2	0,48	0,54	0,41	0,53
+ 3	0,27	0,17	0,09	0,23

Anmerkung: Zeilen mit +1/2/3 geben einen Vorlauf der zyklischen Komponente des Baupreisindex für Wohngebäude bzw. Straßenbau vor der zyklischen Komponente des Deflators des Bruttoinlandsprodukts an. Fett markiert sind jeweils die im Beobachtungszeitraum höchsten Korrelationskoeffizienten.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

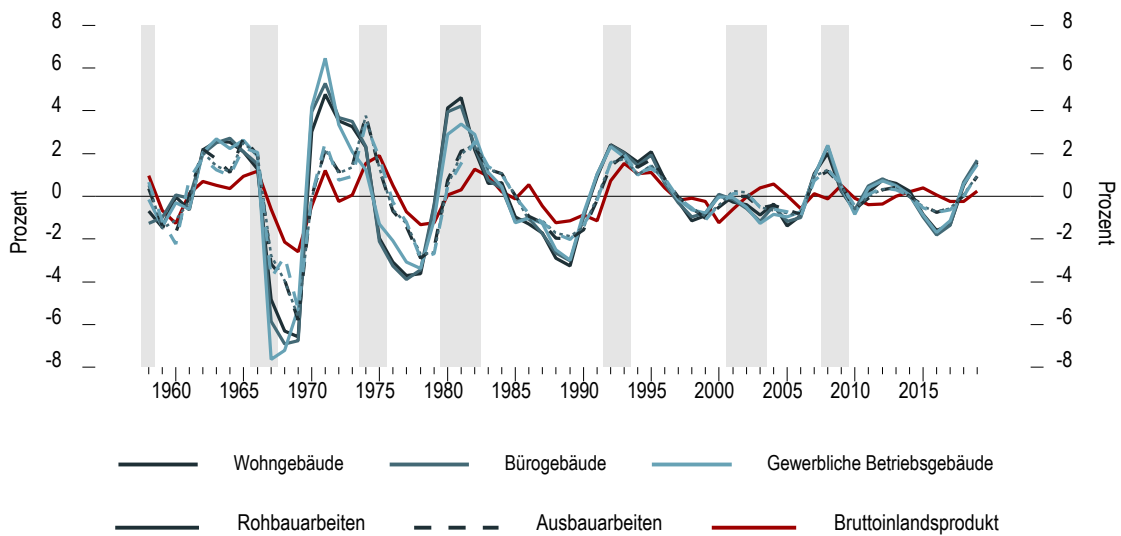
Außer nach den Bausegmenten Hochbau und Tiefbau kann aufgrund der umfangreichen Datenverfügbarkeit auch nach den Gewerken unterschieden werden. Exemplarisch eignet sich hierfür der Baupreisindex für Wohngebäude, welcher in Rohbauarbeiten und Ausbauarbeiten unterteilt werden kann. Dabei ist zunächst festzustellen, dass gemessen am Gewicht im Wägungsschemata des Baupreisindex für Wohngebäude die Ausbauarbeiten eine immer größere Bedeutung bei der Errichtung von Wohngebäuden einnehmen (Abb. 16).

Abb. 16: Bedeutung der Ausbauarbeiten im Wägungsschemata des Baupreisindex für Wohngebäude 1970-2019



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Abb. 17: Zyklische Komponente als prozentuale Abweichung vom langfristigen Trend der Preise für Rohbauarbeiten und Ausbauarbeiten 1958-2019



Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Lag der Anteil 1975 noch bei rund 45 Prozent so beträgt er nach der letzten Aktualisierung des Wägungsschemas im Jahr 2015 55 Prozent. Ebenso stieg der Anteil der Bauinstallationsarbeiten in Wohngebäuden, gemäß der Bauvolumensrechnung von rund 40 Prozent auf knapp über 50 Prozent.

Der Bedeutungsgewinn des Ausbaugewerbes hat zudem Einfluss auf den konjunkturellen Verlauf der Baupreise. Eine Analyse der zyklischen Komponente mittels des Hodrick-Prescott-Filters zeigt, dass bis 1992 die Preise für Rohbauarbeiten einen deutlichen Vorlauf von 1 bis 2 Jahren vor den Preisen des Ausbaugewerbes hatten (Abb. 17). Dieser zeitliche Versatz ist allerdings in den letzten 25 Jahren kaum mehr festzustellen. Es bleibt jedoch, wenn auch in geringerem Ausmaß, eine stärkere Volatilität der Preise für Rohbauarbeiten. So sind die zyklischen Abweichungen vom trendmäßigen Verlauf für Ausbauarbeiten geringer ausgeprägt im Vergleich zu Rohbauleistungen. Entsprechend fielen die letzten Preisanstiege nach 2017 zunächst stärker aus als im Ausbaugewerbe.

2.4 Zwischenfazit

Das amtliche Datenangebot für Baupreise ist umfangreich. Neben den Deflatoren für Bauinvestitionen in der VGR werden Baupreisindizes für verschiedene Gebäudearten im Hochbau und Tiefbau erhoben. Ergänzend besteht mit der Bauvolumensrechnung die Möglichkeit die Baupreise weiter sowohl nach Bauherren als auch Produzentengruppen zu disaggregieren. Die Daten sind jeweils als lange Zeitreihen bis in die 1950er Jahre verfügbar.

Die Preise für Bauten sind, gemessen am Deflator der Bauinvestitionen, im historischen Mittel (1950 bis 2019) mit 3,7 Prozent um einen Prozentpunkt stärker gestiegen als das gesamtwirtschaftliche Preisniveau gemessen am Deflator des Bruttoinlandsprodukts. Bauten werden also im Vergleich zu anderen Gütern und Dienstleistungen teurer. Dies steht im Gegensatz zu der Entwicklung bei den Ausrüstungsgütern, deren Preise im Vergleich zu anderen Gütern und Dienstleistungen kontinuierlich günstiger werden. Hintergrund für diesen Unterschied dürfte sein, dass die Produktion von Ausrüstungsgütern stark vom technischen Fortschritt, insbesondere bei elektronischen Bauteilen, profitiert und die Güter zudem international gehandelt werden, so dass hierzulande praktische Weltmarktpreise für sie gezahlt werden. Bauleistungen werden hingegen hauptsächlich lokal produziert. Bei Lohnanstiegen am Bau auf gesamtwirtschaftlichem Niveau müssen unter diesen Bedingungen Bauten gegenüber anderen Gütern und Dienstleistungen teurer werden. Produktivitätsdifferenzen aufgrund eines unterschiedlichen Mechanisierungs- und Automatisierungsgrades der Produktion dürften auch hinter den langfristigen Trends bei den Preisen der Bausparten und -gewerke stehen. So ziehen die Preise für Hochbauten stärker an als die für Tiefbauten und innerhalb des Hochbaus werden Bauinstallationsleistungen relativ teurer. Ebenfalls relativ zu anderen Bauleistungen teurer werden die Leistungen für Bauplanung inklusive der Gebühren für die Leistungen der öffentlichen Verwaltung; die Produktivitätsfortschritte der Digitalisierung werden hier möglicherweise durch komplexere Aufgabenstellungen und Regulierungen kompensiert.

Regionale Unterschiede in der Entwicklung der Baupreise haben sich vor allem nach der Wiedervereinigung gezeigt und zuletzt am aktuellen Rand. Ungefähr seit dem Jahr 2002 ist ein weitgehend einheitlicher Anstieg der Baupreise in den Bundesländern zu beobachten. Am aktuellen Rand steigen die Baupreise vor allem im Norden und Osten sowohl im Hochbau als auch im Tiefbau stärker als im Süden und Westen des Bundesgebietes.

Auffällig aus zyklischer Perspektive ist, dass sich der Anstieg der Baupreise typischerweise bereits vor konjunkturellen Tiefpunkten verlangsamt. Dieses Muster unterscheidet sich von dem der gesamtwirtschaftlichen Preise, deren Auftrieb erst in der wirtschaftlichen Erholung geringer wird. Konjunkturell kann außerdem beobachtet werden, dass die Preise für Ausbauarbeiten tendenziell den Preisen für Rohbauarbeiten zeitlich leicht nachlaufen und ihre Volatilität leicht vermindert ist.

3. Ein Modell der Baupreise

Um die Baupreise über einen mittleren Horizont prognostizieren zu können, ist es zweckmäßig, ihre wesentlichen Bestimmungsgrößen zu verstehen. Über Annahmen oder Prognosen hinsichtlich der zukünftigen Entwicklung dieser Größen lässt sich dann die Prognose der Baupreise selbst ableiten. Im Folgenden wird eine konzeptionelle Vorstellung über die maßgeblichen Treiber der Baupreise entwickelt. Dazu wird zunächst der grundsätzliche Zusammenhang zwischen Preisen und Kosten gemäß der makroökonomischen Theorie der sogenannten Neukeynesianischen Phillips-Kurve, der derzeit maßgeblichen gesamtwirtschaftlichen Inflationstheorie, dargestellt und auf die Baupreise angewandt. Die beiden folgenden Abschnitte beschäftigen sich dann mit der Frage, mit welchen Daten sich das theoretische Modell empirisch für das deutsche Baugewerbe umsetzen lässt. Leser, die an der formalen Herleitung und den Details der Daten nicht interessiert sind, können direkt in den Abschnitt 3.4 springen, wo der Ansatz empirisch in ein ökonometrisches Modell umgesetzt wird. Das Modell soll die wesentlichen Zusammenhänge darlegen und den Einfluss verschiedener Größen auf die Preisentwicklung im Baugewerbe abschätzen helfen. Es stellt die Grundlage für die im nächsten Schritt zu entwickelnde Prognose der Baupreise dar.

3.1 Theorie der Preissetzung

Nach der mikroökonomischen Theorie der Unternehmung (Varian 1992) sind bei vollkommenem Wettbewerb die Marktpreise aus Sicht der einzelnen Unternehmung unabhängig von ihrem Angebot. Für ein typisches Unternehmen ist es dann optimal im Sinne von Kostenminimierung und Profitmaximierung, die Menge an Gütern zu produzieren, bei der die Kosten für die Produktion einer weiteren Einheit (Grenzkosten GK) dem Marktpreis P entsprechen (1). Abweichende Produktionsmengen, bei denen die Grenzkosten nicht dem Marktpreis entsprechen, würden Raum für Verbesserungen darstellen: Eine Produktion bei Grenzkosten unter dem Preisniveau bedeutet entgangene Gewinne, denn die Kosten einer weiteren produzierten Einheit wären geringer als der Verkaufspreis, eine Produktion mit Grenzkosten über dem Marktpreis bedeutet vermeidbare Verluste. Unter vollkommenem Wettbewerb gilt somit:

$$P = GK \quad (1)$$

Unterstellt man jedoch monopolistische Konkurrenz, bei der jedes Unternehmen eine differenzierte Variante eines Produkts herstellt und verkauft und somit ein begrenztes Monopol in seinem Marktsegment

hat, so ist es den Unternehmen möglich, einen Preisaufschlag zu nehmen. Das Preisniveau ergibt sich dann aus den Grenzkosten zuzüglich eines Preisaufschlagsfaktors M ($M \geq 1$):

$$P = M * GK \quad (2)$$

Das jeweilige Unternehmen wählt die Produktionsmenge, bei der die Grenzkosten den Grenzerlösen entsprechen. In Abhängigkeit von der Nachfrage ergibt sich dann der Preisaufschlag und Marktpreis auf Basis der angebotenen Menge.¹⁶

Langfristig erwirtschaften Unternehmen sowohl unter vollkommenem Wettbewerb als auch bei monopolistischer Konkurrenz im ökonomischen Sinne keine Gewinne.¹⁷ Erwirtschaftet ein Unternehmen in seinem Marktsegment Gewinne, so stellt dies einen Anreiz für neue Unternehmen dar, ebenfalls in den Markt einzusteigen. Der Wettbewerb erhöht sich und die Preise sinken, dies wird solange geschehen bis die Marktpreise den Durchschnittskosten entsprechen und der Gewinn der einzelnen Unternehmung gleich Null ist. Im Fall von Verlusten kommt es entsprechend zu Marktaustritten.

Die Grenzkosten der Produktion lassen sich allgemein aus der Produktionsfunktion der Unternehmung ableiten. Abstrahiert man zur Vereinfachung zunächst von Vorleistungen, dann beschreibt die Produktionsfunktion für Gut Y , auf welche Weise dieses mit Hilfe von Arbeitsstunden L und Kapital K hergestellt wird¹⁸

$$Y = F(L, K) \quad (3)$$

Im Falle einer wirtschaftlichen Expansion können Unternehmen meist nur mit einer Erhöhung des Arbeitseinsatzes auf die gestiegene Nachfrage reagieren. Eine kurzfristige Ausweitung des Maschinenparks ist in der Regel nicht möglich. Um den Arbeitseinsatz zu erhöhen, sind nicht selten Lohnsteigerungen notwendig, um neue Arbeitskräfte anzuwerben oder bestehende für Überstunden und Wochenendarbeit zu entlohnen. Ferner ist davon auszugehen, dass durch die erhöhte Anzahl von Arbeitskräften bei gleichbleibendem Kapitaleinsatz die Arbeitsproduktivität sinkt. Beide Effekte führen zu steigenden Grenzkosten und steigenden Preisen. Entsprechend ergeben sich die Grenzkosten der Produktion als Verhältnis von Stundenlohn W und Grenzproduktivität der Arbeit (L, G) (Rotemberg und Woodford (1999), S. 8f.)

$$GK = \frac{W}{F_L(L, K)} \quad (4)$$

Der Preis wird von den Unternehmen gemäß (2) als Aufschlag auf dieses Verhältnis bestimmt:

$$P = M * \frac{W}{F_L(L, K)} \quad (5)$$

¹⁶ Das Baugewerbe ist sehr kleinteilig organisiert (vgl. BBSR 2019b.) Da die erbrachten Leistungen jedoch sehr heterogen sind, dürfte die Annahme eines begrenzten Preissetzungsspielraums auch auf die einzelne Bauunternehmung zutreffen.

¹⁷ Ökonomische Gewinne weichen von buchhalterischen Gewinnen ab. In den ökonomischen Kosten sind der Unternehmerlohn und eine „normale“ Eigenkapitalverzinsung bereits berücksichtigt, während diese in einer buchhalterischen Betrachtung als Kosten unbeachtet bleiben und als Gewinn ausgewiesen werden.

¹⁸ Auf gesamtwirtschaftlichem Niveau beschreibt eine solche Produktionsfunktion die aggregierte Bruttowertschöpfung, die, sofern keine indirekten Steuern erhoben und Subventionen gezahlt werden, mit dem Bruttoinlandsprodukt identisch ist.

Dieser Aufschlag ist im Zeitablauf unveränderlich, wenn die Unternehmen ihre Preise jederzeit vollkommen flexibel an Veränderungen der Grenzkosten anpassen können.

Allerdings sind geringfügige Preisanpassungen an veränderte Kosten häufig unwirtschaftlich, weil die mit der Anpassung verbundenen Kosten den erwarteten Umsatzanstieg übertreffen. Die Unternehmen werden daher auf geringfügige Änderungen ihrer Grenzkosten nicht mit Preisänderungen reagieren, sondern auf eine größere, „lohnenswerte“ Preisanpassungsmöglichkeit warten und für die Zwischenzeit eine Verminderung ihres Gewinnaufschlags in Kauf nehmen. Da sie freilich nicht wissen können, wann die nächste „lohnenswerte“ Möglichkeit zur Preisanpassung kommt, werden sie bereits bei der Setzung ihrer Preise vorauszuahnen versuchen, wie sich die Grenzkosten weiter entwickeln werden und den Preis dann so setzen, dass die zu erwartende Verminderung des Gewinnaufschlags aus heutiger Sicht möglichst gering ausfällt. Erwartet ein Unternehmen beispielsweise weiter moderat steigende Grenzkosten, so fließt dies dann bereits in die heutige Preissetzung in Form eines etwas höheren Preises mit ein.

Calvo (1983) hat gezeigt, dass sich das dynamisch-vorausschauende Preissetzungsverhalten, welches aus der Existenz von Preisanpassungskosten resultiert, mittels einer Preissetzungsfunktion der Form

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \left(\frac{GK_t}{P_t} * M \right)^\lambda * E_t \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^\beta \quad (6)$$

mit

$$\lambda = \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta}$$

beschreiben lässt, bei der der Parameter θ die Wahrscheinlichkeit angibt, dass es für das Unternehmen in der nächsten Periode nicht lohnend ist, seinen Preis anzupassen und der Parameter β den Barwertfaktor, mit dem die daraus erwachsende erwartete Abweichung des optimalen vom tatsächlichen Preis in das Preissetzungskalkül des Unternehmens einfließt. In der Regel wird dieser Ausdruck mit Hilfe von Logarithmen linearisiert, wobei Kleinbuchstaben für die Logarithmen der Variablen in Großbuchstaben stehen, und liest sich dann als

$$\Delta p_t = \lambda (gk_t - p_t + m) + \beta E_t(\Delta p_{t+1}) \quad (7)$$

$$\text{mit } \Delta p_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad .$$

Die Preisdynamik hängt danach zum einen von den (realen) Grenzkosten der Produktion ab, zum anderen von der erwarteten zukünftigen Preisänderung, die für die zukünftige Kostenentwicklung steht. Diese Art der Preissetzung wird als Neukeynesianische Phillips-Kurve bezeichnet. Sie ist derzeit die maßgebliche Theorie zur Erklärung gesamtwirtschaftlicher Inflationsprozesse und liegt beispielsweise auch den empirischen Analysen der Europäischen Zentralbank zugrunde (Eser et al. 2020). Sie erklärt, warum sich die Preise der meisten Güter und Dienstleistungen nur träge an Veränderungen im gesamtwirtschaftlichen Umfeld anpassen und welche Folgen dies u. a. für Wirkungsweise der gesamtwirtschaftlichen Stabilisierungspolitik hat (vgl. z. B. Clarida et al. 1999, Rotemberg und Woodford 1999, S. 10f.).

Für die empirische Konkretisierung der Grenzkosten der Produktion muss eine konkrete Form für die Produktionsfunktion zur Abbildung des Produktionsprozesses der Firmen angenommen werden. Als ers-

te Annäherung an den Produktionsprozess eignet sich hierfür eine Produktionsfunktion vom Cobb-Douglas-Typ

$$Y = F(A, L, K) = A L^{1-\alpha} K^{\alpha} \quad (8)$$

in der A den technischen Fortschritt und α die Produktionselastizität des Kapitals bezeichnen. Die Produktionselastizitäten der Faktoren addieren sich zu eins, es werden somit konstante Skalenerträge angenommen.¹⁹ Da für diese Produktionsfunktion die Grenzproduktivität der Arbeit proportional zur Durchschnittsproduktivität ist, mit α als Proportionalitätsfaktor ($F_L(L, K) = \alpha Y/L$), errechnen sich die Grenzkosten gemäß (4) als

$$GK = \frac{1}{\alpha} \frac{W}{Y/L} \quad (9)$$

wobei das Verhältnis aus nominalem Stundenlohn W und der durchschnittlichen Stundenproduktivität Y/L als Lohnstückkosten LSK bezeichnet wird. Der annahmegemäß konstante Proportionalitätsfaktor $1/\alpha$ wird im Folgenden vernachlässigt, es gilt somit

$$GK \sim \frac{W * L}{Y} = LSK. \quad (10)$$

Eine Modellierung der Grenzkosten allein auf der Grundlage der Produktionsfunktion unterstellt allerdings, dass die Produktionsfaktoren stets vollumfänglich eingesetzt werden. Tatsächlich dürften Unternehmen kurzfristig die Menge der ihnen zur Verfügung stehenden und von ihnen bezahlten Produktionsfaktoren nur begrenzt verändern können. So ist der Kapitalstock kurzfristig weitgehend unveränderbar, allenfalls der Verzicht auf den anstehenden Ersatz abgenutzter, veralteter oder defekter Kapitalgüter stellt eine Möglichkeit zu dessen kurzfristiger Verringerung dar.²⁰ Aber auch die Zahl der eingesetzten Wochenarbeitsstunden der beschäftigten Mitarbeiter ist in der Regel fest vereinbart und das Arbeitszeitgesetz gibt in § 3 einen Werktag von höchstens acht Stunden vor; zwar sind im Falle einer notwendigen Mehrproduktion Überstunden möglich, eine Anpassung der eingesetzten Arbeitsstunden unter das vereinbarte Niveau gestaltet sich jedoch meist schwierig.²¹ Das Einstellen oder Entlassen von Mitarbeitern ist wiederum mit nicht unerheblichen Kosten verbunden. Die Unternehmen verfügen insofern über eine kurzfristig weitgehend gegebene Produktionskapazität. Deren Auslastung können sie allerdings verändern. Die Produktionsfunktion (8) lässt sich unter diesen Bedingungen besser charakterisieren durch (McAdam und Willman 2013):

$$Y = F(A, L, K) = A * (h * \bar{L})^{1-\alpha} * (\kappa * \bar{K})^{\alpha} \quad (11)$$

¹⁹ Eine Erhöhung der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital um 10 Prozent würde zu einer Produktionssteigerung von ebenfalls 10 Prozent führen.

²⁰ Der Einsatz von Dritten gemieteter Kapitalgüter (Fahrzeuge, Maschinen, Gebäude), deren Mietverträge kurzfristig gekündigt werden können, ist an dieser Stelle der theoretischen Ableitung noch durch die Annahme ausgeschlossen, dass keine Vorleistungen bezogen werden.

²¹ Für Selbstständige, die im Baugewerbe, insbesondere im Ausbau, eine wichtige Rolle spielen, gilt diese Regelung naturgemäß nicht, ebenso wenig für Aushilfs- und Zeitarbeitskräfte.

Dabei stehen h und κ für die Auslastungsgrade und $\bar{L}$ sowie $\bar{K}$ sind die Kapazitäten an Produktionsfaktoren.

Die Grenzkosten der Unternehmung $W/F_L(L, K)$ sind in diesem Fall zusätzlich vom Auslastungsgrad der Produktionsfaktoren abhängig. Dabei ist anzunehmen, dass die Auslastungsgrade der beiden Produktionsfaktoren eng miteinander verknüpft sind. Eine hohe Maschinenauslastung wird meist mit einer hohen Auslastung der Mitarbeiter einhergehen. Gerade im Baugewerbe existieren vielfach kaum automatische Produktionsprozesse, welche eine Entkopplung der Auslastungsgrade nahelegen würde. Entsprechend lassen sich die faktorspezifischen Auslastungsgrade zu einem Gesamtauslastungsgrad zusammenfassen (vgl. McAdam und Willman 2013, S.1557f.)

$$CAP = F(h, \kappa, \dots) \quad (12)$$

Bei expliziter Berücksichtigung des Auslastungsgrades als weiteren Bestimmungsgrund der Grenzkosten hat die Neukeynesianische Phillips-Kurve nunmehr die Form

$$\Delta p_t = \lambda [lsk_t - p_t + \psi cap_t + m] + \beta E_t(\Delta p_{t+1}) \quad (13)$$

Der laufende Preisauftrieb hängt danach zum einen von dem für die nächste Periode erwarteten Preisauftrieb ab, zum anderen von den realen Lohnstückkosten, $lsk - p$, dem Kapazitätsauslastungsgrad cap_t und dem langfristigen Gewinnaufschlagsfaktor m .

Abstrahiert worden ist dabei vereinfachend vom Bezug von Vorleistungen. Für viele gesamtwirtschaftliche Fragestellungen ist dies hinreichend, jedoch nicht für die Preissetzung einzelner Unternehmen oder Wirtschaftszweige, wie dem Baugewerbe. Wird die Produktion unter Einsatz von –annahmegemäß vollständig flexibel einsetzbaren – Vorleistungen erstellt, so sind deren Bezugspreise p_t^{VL} zusätzlich bei der Kalkulation der Grenzkosten zu berücksichtigen. Beträgt der Anteil der Vorleistungen am gesamten Produktionswert des Unternehmens bzw. der Branche γ , so ergibt sich der Anstieg der Preise nunmehr als

$$\Delta p_t = \lambda \{(1 - \gamma)[lsk_t + \psi cap_t] + \gamma p_t^{VL} - p_t + m\} + \beta E_t(\Delta p_{t+1}) \quad (14)$$

Auf dieser Grundlage lässt sich zusammenfassend festhalten, dass in der vorgestellten Variante der Neukeynesianischen Phillips-Kurve der Auftrieb der Baupreise durch zwei Faktoren bestimmt wird, nämlich

- den Grenzkosten der Produktion im Verhältnis zu den Preisen, die die Unternehmen stellen können; definitorisch entspricht dieses Verhältnis dem Kehrwert des langfristigen Gewinnaufschlagsfaktors der Unternehmen. Die Grenzkosten werden ihrerseits durch die Lohnstückkosten, die Vorleistungspreise und den Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten bestimmt, und
- den Preisänderungserwartungen, mit denen die Unternehmen zukünftige Veränderungen ihrer Kosten vorwegzunehmen versuchen.

Damit liegt eine weitgehend vollständige theoretische Beschreibung des Preisbildungsprozesses im Baugewerbe vor. Nicht näher theoretisch spezifiziert ist, wie sich die Preisänderungserwartungen konkret bilden. Darauf wird im übernächsten Kapitel gesondert eingegangen.

3.2 Daten zu den Grenzkosten bzw. zum Gewinnaufschlag im Baugewerbe

Um Preisgleichung (14) auf Basis der Neukeynesianischen Phillips-Kurve empirisch für den Preisanstieg im Baugewerbe, der in der vorliegenden Untersuchung am Deflator der Bauinvestitionen gemessen wird, umzusetzen, müssen für die preisdeterminierenden Faktoren empirische Gegenstücke mit Relevanz für das Baugewerbe bestimmt werden. Diese Operationalisierung steht im Folgenden im Fokus, bevor dann im Folgeabschnitt die Parameter der Gleichung empirisch geschätzt werden können.

Lohnstückkosten

Gemäß (14) ist einer der beiden Treiber der Baupreise die Entwicklung der realen Grenzkosten. Diese werden durch die Lohnstückkosten, den Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten und die Vorleistungspreise bestimmt. Oben war gezeigt worden, dass bei Annahme einer Produktionsfunktion vom Cobb-Douglas-Typ (11) die Grenzkosten proportional zu den nominalen Lohnstückkosten sind (vgl. (10)). Um die Grenzkosten empirisch zu bestimmen, wird auf die tatsächliche Anzahl der Arbeitsstunden bzw. der Beschäftigten $L = h * \tilde{L}$ zurückgegriffen, da kein Auslastungsgrad der Arbeitskräfte direkt statistisch erfasst wird. Die realen Grenzkosten verhalten sich proportional zu den realen Lohnstückkosten:²²

$$\frac{GK}{P} \sim \frac{W}{P} * \frac{L}{Y} = \frac{LSK}{P} = rLSK. \quad (15)$$

Um das im Arbeitnehmerentgelt nicht enthaltene Entgelt der Selbstständigen zu berücksichtigen, wird angenommen, dass die Selbstständigen das gleiche Entgelt erhalten wie der durchschnittliche Arbeitnehmer. Diese Korrektur kann nach dem Personenkonzept oder nach dem Arbeitsstundenkonzept erfolgen, je nachdem, ob der Arbeitseinsatz L in Stunden oder Personen gemessen wird. Danach ergeben sich die realen Lohnstückkosten als

$$rLSK^{Pers.konz.} = \frac{\text{Arbeitnehmerentgelt}}{\text{Beschäftigte}} \bigg/ \frac{\text{Bruttowertschöpfung}}{\text{Erwerbstätige}}, \quad (16)$$

wobei zu beachten ist, dass die Bruttowertschöpfung hier gemäß (15) nominal verwendet wird. Aufgrund der eingeschränkten Datenverfügbarkeit von geleisteten Arbeitnehmerstunden in den 1960er Jahren wird hier das Personenkonzept verwendet, welches im Übrigen für das Baugewerbe im Vergleich zu dem Stundenkonzept hinsichtlich der Dynamik sehr ähnliche Ergebnisse aufweist.²³

Die Änderungsraten der im oberen Teil von Abb. 18 dargestellten realen Lohnstückkosten können zur besseren Interpretierbarkeit in verschiedene treibende Faktoren zerlegt werden (Abb. 18 – mittlerer und unterer Teil). Zum einen können wie in (15) dargestellt, die Änderungen der realen Lohnstückkosten

²² Die Proportionalität von Grenzkosten und Lohnstückkosten gilt nur unter der Annahme einer Cobb-Douglas Produktionsfunktion, erlaubt aber durchaus eine Einschätzung der Preis determinierenden Faktoren. Vorteil dieser Annäherung ist die Verfügbarkeit dieser Daten für das Baugewerbe in der VGR. Rotemberg und Woodford (1999, S. 13ff) diskutieren die Auswirkungen weniger restriktiver Annahmen zur Produktionstechnologie.

²³ Ermittelte Lohnstückkosten für die 1960er Jahre auf Basis des Stundenkonzepts mit Hilfe von Daten zum Arbeitsvolumen im Baugewerbe vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB) (Bach et al. 1977) zeigen vergleichbare Ergebnisse zum Personenkonzept.

nach der Veränderung der Arbeitsentgelte je Arbeitnehmer und der Veränderung der Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigem getrennt betrachtet werden (Abb. 18 – mittlere Abbildung). Isoliert betrachtet führen dabei steigende Arbeitnehmerentgelte je Beschäftigtem zu steigenden realen Lohnstückkosten, während eine Erhöhung der Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigem (Arbeitsproduktivität) zu einem Rückgang der realen Lohnstückkosten führt.

Ferner können die realen Lohnstückkosten in eine Art „Lohnquote“ (Arbeitnehmerentgelt je Bruttowertschöpfung)²⁴ und die Selbstständigenquote (Anteil der Selbstständigen an den Erwerbstätigen) zerlegt werden (Abb. 18 – untere Abbildung)

$$rLSK^{Pers.konz.} = \frac{\text{Arbeitnehmerentgelt}}{\text{Bruttowertschöpfung}} / \frac{\text{Beschäftigte}}{\text{Erwerbstätige}} \quad (17)$$

mit

$$\frac{\text{Beschäftigte}}{\text{Erwerbstätige}} = 1 - \text{Selbstständigenquote}$$

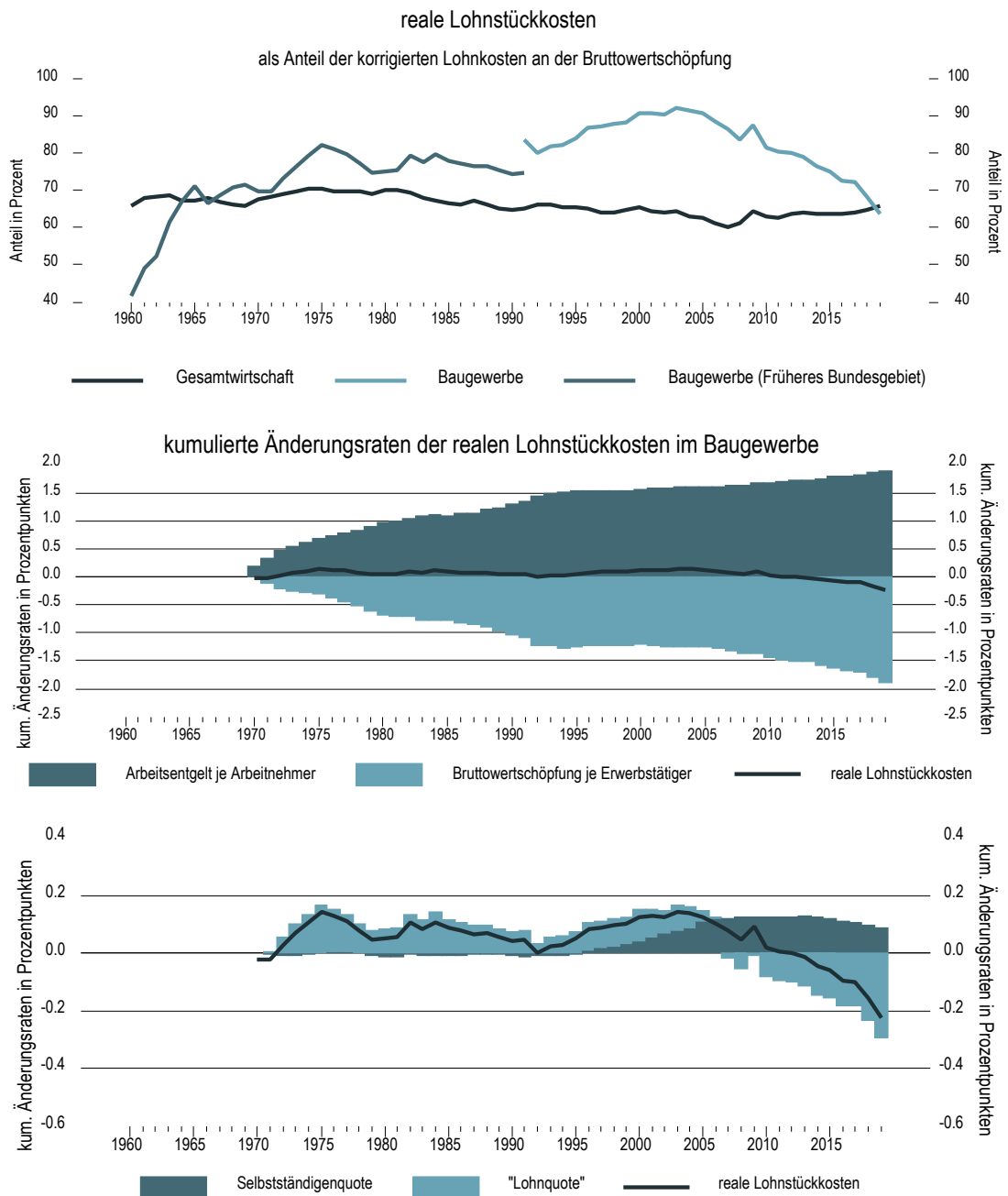
Ein Anstieg der „Lohnquote“ führt isoliert betrachtet zu einem Anstieg der realen Lohnstückkosten. Steigt der Anteil der Beschäftigten an den Erwerbstätigen, so sinkt die Selbstständigenquote und führt isoliert betrachtet zu sinkenden realen Lohnstückkosten.

Die Annahme einer Produktionsfunktion vom Cobb-Douglas-Typ impliziert, aufgrund der damit unterstellten vollständigen Substituierbarkeit (Substitutionselastizität zwischen den Produktionsfaktoren von 1), empirisch langfristig konstante reale Lohnstückkosten. Für die Gesamtwirtschaft ist dies durchaus zu beobachten; seit 1960 schwanken die realen Lohnstückkosten und damit der Anteil der um den Faktor der Selbstständigen korrigierten Lohnkosten an der nominalen Bruttowertschöpfung stabil zwischen 60 und 70 Prozent (Abb. 18 – oberer Teil). Allgemein ist dabei zu beobachten, dass zwischen 1960 und 1985 die realen Lohnstückkosten zwischen 65 und 70 Prozent lagen und nach 1985 mit Werten zwischen 60 und 65 Prozent auf einem niedrigeren Niveau schwankten. Seit 2015 ist jedoch wieder ein Anstieg zu verzeichnen, so dass langfristig ein konstanter Mittelwert von 65 Prozent plausibel erscheint.

Im Baugewerbe stellt sich die Entwicklung volatiler dar. Auffällig ist der deutliche Anstieg der realen Lohnstückkosten zwischen 1960 und 1965, welcher auf einen Anstieg der Arbeitsentgelte im Verhältnis zur Bruttowertschöpfung bzw. gestiegener Arbeitsentgelte je Arbeitnehmer zurückzuführen ist. Nach 1965 zeigt sich der Anteil der Lohnkosten im Verhältnis zur Bruttowertschöpfung im früheren Bundesgebiet stabil. Im Zuge der Wiedervereinigung steigen die realen Lohnstückkosten aufgrund gestiegener Arbeitsentgelte im Verhältnis zur Bruttowertschöpfung deutlich an. Dieser Anstieg setzt sich bis 2003 fort und ist auf eine rückläufige Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigem (Arbeitsproduktivität) bei gleichzeitig leicht steigendem Arbeitsentgelt je Arbeitnehmer (Jahresentgelt) zurückzuführen. Dies ist gleichbedeutend mit einem Anstieg des Arbeitsentgelts im Verhältnis zur Bruttowertschöpfung.

²⁴ Die Lohnquote ist definiert als Quotient von Arbeitnehmerentgelt und Volkseinkommen. Das Volkseinkommen entspricht dem Bruttoinlandsprodukt bzw. der Bruttowertschöpfung zuzüglich des Saldo der aus dem Ausland empfangenen und an das Ausland geleisteten Einkommen, abzüglich der Abschreibungen sowie abzüglich des Saldo von indirekten Steuern und Subventionen. Es stellt somit die Summe von Arbeitnehmerentgelten (Inländer) sowie Unternehmens- und Vermögenseinkommen dar.

Abb. 18: Reale Lohnstückkosten im Baugewerbe 1960-2019



Anmerkung: Reale Lohnstückkosten gemäß dem Personenkonzept als Anteil der um die Entgelte der Selbstständigen korrigierten Lohnkosten an der Bruttowertschöpfung. Zur Berechnung der kumulierten Änderungsraten im Baugewerbe wurden in 1991 verkettete Datenreihen verwendet. Die kumulierten Änderungsraten werden erst ab 1970 dargestellt, um die Veränderungen zur Wiedervereinigung und in den darauffolgenden Jahren erkennbar darzustellen. Bei einer Darstellung ab 1960 dominiert der starke Anstieg der realen Lohnstückkosten in den frühen 1960er Jahren die Darstellung. Die Änderungsraten der Komponenten der realen Lohnstückkosten wurden entsprechend ihres positiven oder negativen Betrags zur Änderungsrate der realen Lohnstückkosten abgetragen.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Während steigende Arbeitsentgelte je Bruttowertschöpfung im Rahmen der erhöhten Baunachfrage der frühen 1990er Jahre und der damit einhergehenden erhöhten Auslastung des Baugewerbes nachvollziehbar sind, überrascht der weitere Anstieg nach 1995. Die Bauinvestitionen und folglich die Kapazitätsauslastung waren zu jener Zeit schließlich deutlich rückläufig. Die schwache Baunachfrage führte im Baugewerbe zu einer steigenden Anzahl Selbstständiger bei gleichzeitigem Arbeitsplatzabbau in den Baufirmen. Folglich ist der Gewinnaufschlag, der Kehrwert der realen Lohnstückkosten, ebenfalls weiter gesunken.

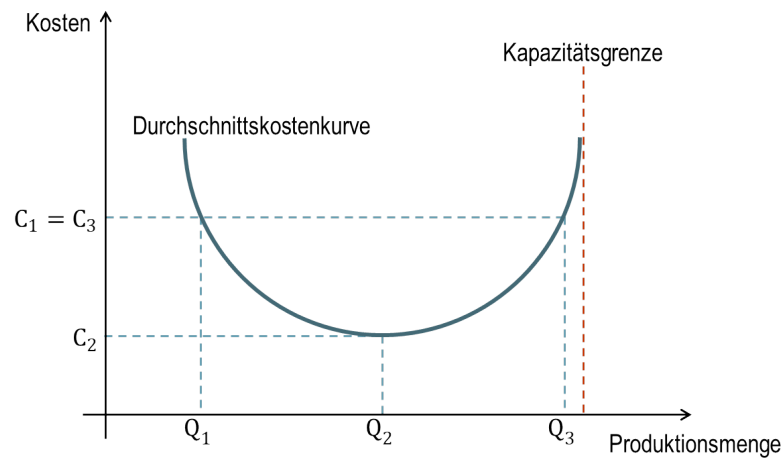
Erst nach 2003 stagnierte der Zuwachs an Selbstständigen im Verhältnis zu den Beschäftigten. Auch die Arbeitsentgelte je Bruttowertschöpfung sanken, dies führte schließlich zu deutlich sinkenden realen Lohnstückkosten im Baugewerbe. Der Rückgang der realen Lohnstückkosten und damit der Anstieg der Preisaufschläge haben sich im Rahmen der seit 2010 steigenden Baunachfrage nochmals deutlich beschleunigt. Zurückzuführen ist dies auf ein deutliches Zurückbleiben der Lohnentwicklung hinter dem Anstieg der Bruttowertschöpfung im Baugewerbe, vor allem seit 2017. Die Lohnentwicklungen im Baugewerbe haben sich vermehrt an der allgemeinen bzw. Verbraucherpreisentwicklung orientiert, während die Baupreise deutlich gestiegen sind.²⁵

Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten

Außer von den realen Lohnstückkosten hängen die Grenzkosten der Bauproduktion ferner vom Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten des Baugewerbes ab. Variationen der Kapazitätsauslastung ergeben sich dadurch, dass Unternehmen die Produktionsfaktoren nicht beliebig und ohne Anpassungskosten variieren können. Eine Veränderung des Maschinenparks oder der Mitarbeiter verursacht stets Kosten in Form von Zeit und Geld. In der kurzfristigen Abwägung der Anpassungskosten und der Kosten für nicht vollausgelastete Produktionsfaktoren variiert die Kapazitätsauslastung. Die Kapazitätsgrenze eines Unternehmens oder einer Branche ergibt sich aus den vorhandenen Produktionsfaktoren und ihrer Produktivität. Kurzfristig sind die Produktionsfaktoren, vor allem die Anzahl der eingesetzten Maschinen, fix, langfristig können zusätzliche Maschinen angeschafft und weitere Arbeitnehmer (auch aus anderen Branchen) eingestellt werden. Die Kapazitätsgrenze ist langfristig insofern flexibel, kurzfristig jedoch fix.

²⁵ Die realen Lohnstückkosten und damit der Gewinnaufschlag im Baugewerbe scheinen zwischen 1965 und 2010 stationär gewesen zu sein; dies würde darauf hindeuten, dass sich die Produktion im Baugewerbe durch eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion beschreiben lässt. Eine Zeitreihe gilt als stationär, wenn sie mit konstanter Varianz um einen konstanten Mittelwert schwankt. Ein statistischer Test auf Stationarität (Augmented-Dickey-Fuller-Test) lehnt eine Stationarität der realen Lohnstückkosten im Baugewerbe für den Beobachtungszeitraum 1965 bis 2010 gemessen am 5 Prozent-Signifikanzniveau nicht ab, für den Test wurden die realen Lohnstückkosten im Baugewerbe im Jahr 1991 verkettet.

Abb. 19: Nicht-linearer Zusammenhang zwischen Auslastungsgrad und Produktionskosten



Quelle: Eigene Darstellung.

Veränderungen des Auslastungsgrads gehen nichtlinear in die Preisgleichung (14) ein, da die durchschnittlichen Produktionskosten mit steigender Ausbringungsmenge zunächst fallen ($C_1 \rightarrow C_2$ in Abb. 19). Hintergrund ist, dass die Fixkosten der Produktion auf eine größere Menge umgelegt werden können und zudem mit steigender Produktionsmenge ($Q_1 \rightarrow Q_2$) Lerneffekte realisiert werden. Für viele Güter werden diese Skaleneffekte allerdings mit steigender Produktionsmenge immer geringer und treten schließlich gar nicht mehr auf; das Stückkostenminimum (Q_2) ist dann erreicht. Eine Erhöhung der Ausbringungsmenge ($Q_2 \rightarrow Q_3$) darüber hinaus geht mit einer Erhöhung der Stückkosten ($C_2 \rightarrow C_3$) einher, da die erhöhte Nutzung der Produktionskapazitäten mit Ineffizienzen verbunden ist. So geht die Einführung weiterer Arbeitsphasen (Schichten) in der Nacht oder am Wochenende mit Überstunden- und Feiertagszuschlägen einher; außerdem nutzen die Anlagen stärker ab und werden möglicherweise aus Zeitmangel weniger intensiv gewartet, was zu Ausfällen und erhöhtem Ersatzbedarf führt. Bei immer weiterer Erhöhung der Produktion bis an die Kapazitätsgrenze, steigen diese Ineffizienzen überproportional an und gehen direkt an der Grenze theoretisch ins Unendliche. Alles in allem ist es theoretisch plausibel davon auszugehen, dass die Wirkungen einer weiteren Erhöhung der Kapazitätsauslastung auf Produktionskosten und Preise umso stärker ausfallen, je höher die Kapazitäten bereits ausgelastet sind, d. h. je näher die Kapazitätsgrenze ist.

Um diese Nichtlinearität in der empirischen Modellierung zu berücksichtigen, ist es zweckmäßig, auf die dem Auslastungsgrad entsprechenden noch freien Produktionskapazitäten zu fokussieren und zwar auf deren relative Veränderungen, nicht auf die absoluten, was sich durch Logarithmieren erreichen lässt. Der Logarithmus der freien Kapazitäten $fcap$ ergibt sich, indem von der Vollaustausung bei 100 Prozent der tatsächliche Auslastungsgrad gemäß der ifo Umfrage CAP abgezogen wird, es gilt also

$$fcap = \ln(100 - CAP); \quad CAP \in [0,100).$$

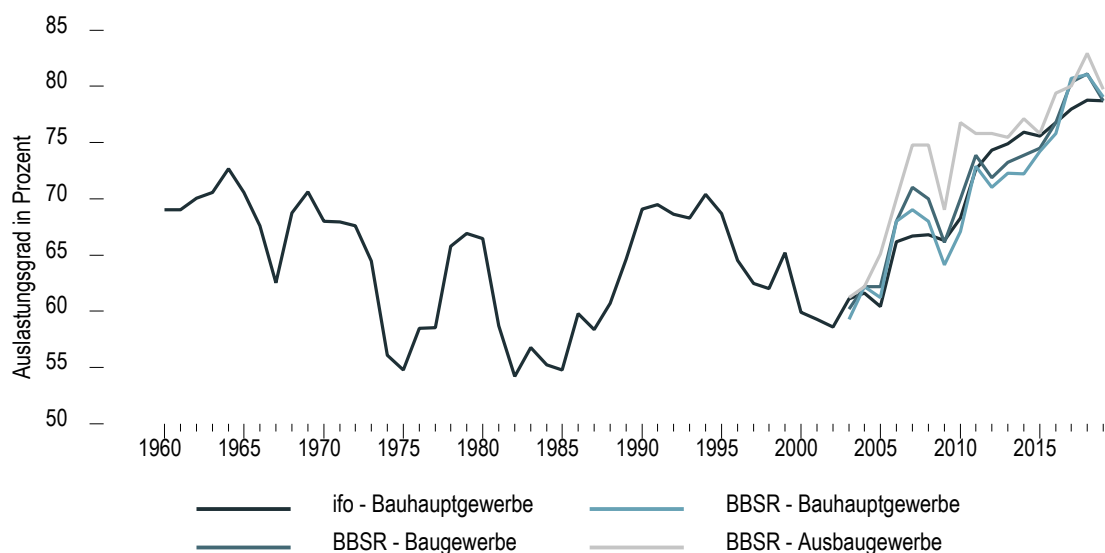
Die so definierten freien Kapazitäten verhalten sich umgekehrt proportional zum Auslastungsgrad und sie nehmen durch die logarithmische Transformation für Werte gegen Null exponentiell ab, während sie

sich für Werte gegen 100 fast linear verhalten. Auf diese Weise lässt sich der beabsichtigte Wirkungszusammenhang ausdrücken, dass bei geringen freien Kapazitäten eine weitere Zunahme des Auslastungsgrads deutlich stärkere Preissteigerungen auslöst, als derselbe Rückgang bei reichlich freien Kapazitäten auslösen würde.

Empirische Daten zum Auslastungsgrad werden vonseiten der amtlichen Statistik nicht erhoben. Allerdings erfragt im Bauhauptgewerbe das ifo Institut seit 1963 monatlich den Grad der „Ausnutzung der Geräte“ in Relation zur „betriebsüblichen Vollausslastung“ auf einer Skala von 30 bis 100 Prozent. Für das Ausbaugewerbe berechnet das Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) einen Schätzwert für den Auslastungsgrad (Meier und Doumulin 2017, S. 69ff.). Die Zeitreihe dazu geht allerdings nur bis zum Jahr 2003 zurück und bleibt daher im Folgenden unberücksichtigt.

Der Auslastungsgrad im Bauhauptgewerbe schwankte zwischen 1963 und 2010 zwischen 55 Prozent und 75 Prozent. Hierbei sind mehrere Aufschwungphasen und Krisen zu erkennen. Eine der ausgeprägtesten war im Zuge der Wiedervereinigung. Der Auslastungsgrad stieg hier von 60 Prozent im Jahr 1989 auf 70 Prozent im Jahr 1994. Die erhöhte Auslastung hielt bis 1995 an, danach sank sie signifikant und erreichte 2003 ihren Tiefpunkt mit 61 Prozent. Seitdem stieg die Auslastung auf zuletzt 78,7 Prozent im Jahresmittel für 2019 und erreichte damit einen neuen jahresdurchschnittlichen Höchstwert. Die monatlichen Daten des ifo Instituts wiesen zu Beginn des Jahres 2020 einen erneuten Anstieg der Kapazitätsauslastung auf bis zu 85 Prozent auf. Aufgrund der Covid-19 Pandemie kam es jedoch im Jahr 2020 zu einem Rückgang des Auslastungsgrades auf knapp 78 Prozent.

Abb. 20: Kapazitätsauslastung im Baugewerbe 1960-2019



Anmerkung: Dargestellt sind jeweils die Jahresdurchschnittswerte. Der ifo Auslastungsgrad wurde vor 1963 mit weiteren Größen der Bauwirtschaft zurückgeschrieben.

Quelle: ifo Institut, BBSR, eigene Berechnungen.

Vorleistungspreise

Schließlich hängen gemäß Gleichung (14) die Grenzkosten auch von den Preisen für Vorleistungen ab. Der Anteil der Vorleistungen am Produktionswert des Baugewerbes betrug im Jahr 2017 55,2 Prozent. Vorleistungen wurden mehrheitlich aus dem Baugewerbe selbst, dem Grundstücks- und Wohnungswesen und der Keramik-, Stein- und Erdenindustrie (Zement, Ziegel, Fliesen etc.), dem Groß- und Außenhandel, der Gummi- und Kunststoffwarenindustrie, der Metallindustrie und der Elektroindustrie bezogen (Tab. 5). Für die Kostenanstöße, die insgesamt aus diesen Wirtschaftszweigen zu erwarten sind, ist wichtig, dass der Anstieg der Lohnstückkosten in diesen Branchen in etwa dem gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb entsprechen dürfte, von dem der Anstieg der Lohnstückkosten in der Bauwirtschaft nicht stark abweicht. Impulse für die Baupreise, die nicht bereits in den Lohnstückkosten im Baugewerbe enthalten sind, sind von dieser Seite kaum zu erwarten.

Allerdings wird ein Teil der Vorleistungen des Baugewerbes importiert, und zwar sowohl direkt vom Baugewerbe als auch indirekt über andere Wirtschaftszweige, deren Vorleistungen vom Baugewerbe bezogen werden. Die Preise dieser Vorleistungsgüter folgen nicht notwendig der Lohnstückkostenentwicklung im Inland. Direkt eingeführt werden insgesamt 15 Prozent der Vorleistungsgüter des Baugewerbes. Vor allem Baumaterialien wie elektrische Ausrüstungen sowie Gummi- und Kunststoffwaren werden direkt aus dem Ausland bezogen; bei ersteren liegt der Anteil der Importe sogar über der Hälfte.

Wichtiger erscheint allerdings die indirekte Importabhängigkeit des Baugewerbes, die sich dadurch ergibt, dass für die Produktion der Erzeugnisse der jeweiligen Zulieferungsbereiche ebenfalls zum Teil importierte Vorleistungen verwendet werden. Die Bauwirtschaft bezieht mit Zement, Ziegel etc. sowie mit Stahl- und Eisenprodukten in großem Umfang Materialien aus zwei Branchen, die zu den am energieintensivsten produzierenden Wirtschaftszweigen der deutschen Wirtschaft gehören. Die die Bauwirtschaft beliefernde Keramik-, Stein- und Erdenindustrie und die Metallindustrie verwenden jeweils in hohem Umfang entweder Produkte der Mineralölindustrie oder der Stromerzeugung, deren Erzeugung maßgeblich auf der Einfuhr von Rohöl basiert. Dadurch sind die Produktionskosten im Baugewerbe indirekt zum einen von den Weltmarktpreisen für Rohöl abhängig, zum anderen vom Wechselkurs des Euro zum US-Dollar, der Währung in der Rohstoffe international abgerechnet werden. Deren Schwankungen dürften der wesentliche Treiber der Ausschläge der Vorleistungspreise im Baugewerbe sein.

Tatsächlich zeigt sich im Zeitablauf ein starker Gleichlauf der Vorleistungspreise im Baugewerbe sowie in der Gesamtwirtschaft mit den Einfuhrpreisen (Abb. 21). Die zeitgleichen Korrelationskoeffizienten zwischen dem Anstieg des Deflators der Einfuhr gegenüber dem Vorjahr und dem Anstieg des Deflators der Vorleistungen des Baugewerbes bzw. der Gesamtwirtschaft beträgt 0,71 bzw. 0,88. Auch die Veränderungsrate des seit dem Jahr 2000 vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Baukostenindex für Material korreliert im selben Jahr eng mit dem Importdeflator (Korrelationskoeffizient: 0,80). Für die empirische Modellierung folgt daraus, dass die Vorleistungspreise im Baugewerbe gut mittels des Deflators der Einfuhr approximiert werden können, was u. a. den Vorteil hat, dass dafür regelmäßig von externer Seite Prognosen vorgelegt werden, auf die zurückgegriffen werden kann.²⁶

²⁶ Unter dem ökonometrischen Gesichtspunkt der Vermeidung von Multikollinearität und der daraus resultierenden Prognosefehlervarianz ist die Verwendung des Deflators der Einfuhr, der wenig mit den Lohnstückkosten im Baugewerbe korreliert ist, ebenfalls besser als die Modellierung mittels des Deflators der Vorleistungen des Baugewerbes.

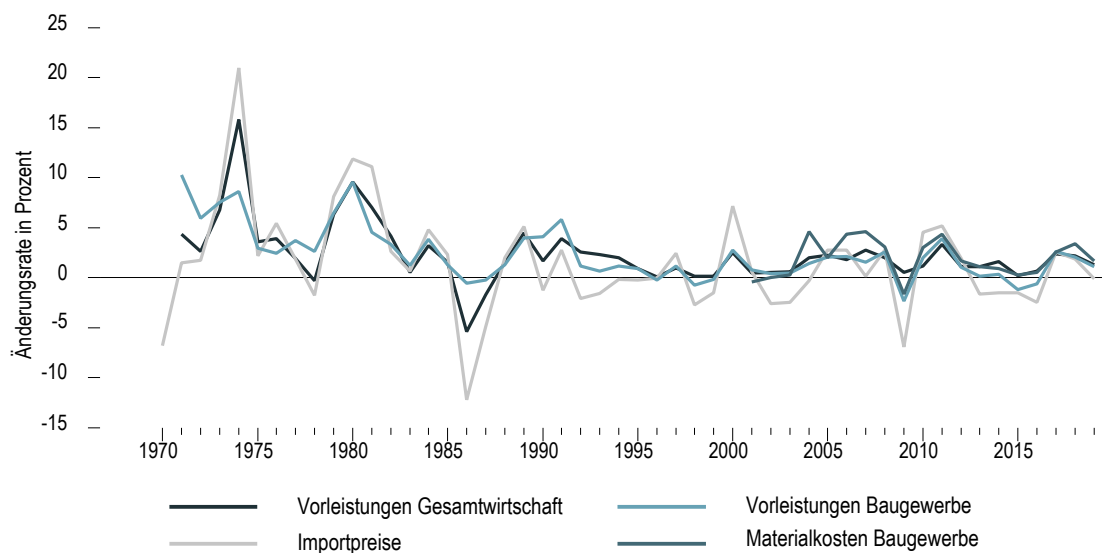
Tab. 5: Vorleistungsbezüge des Baugewerbes 2017 (Mrd. Euro)

Gütergruppen	Vorleistungen (Anteil ^a)	davon importiert (Anteil ^a)
Vorleistungen insgesamt	181,9	26,1 (15%)
<i>darunter:</i>		
Bauleistungen	26,9 (14,8%)	0,1 (0,0%)
Dienstleistungen des Grundstücks- und Wohnungswesens	21,2 (11,6%)	0,0 (0,0%)
Keramik, bearbeitete Steine und Erden	20,7 (11,4%)	3,2 (1,8%)
Großhandelsleistungen (ohne Handelsleistungen mit Kfz)	16,5 (9,1%)	0,2 (0,0%)
Gummi- und Kunststoffwaren	12,6 (6,9%)	4,0 (2,5%)
Metallerzeugnisse	12,4 (6,8%)	3,1 (1,7%)
Elektrische Ausrüstungen	10,8 (6,0%)	5,4 (2,9%)

Anmerkung: ^aAnteil an den gesamten vom Baugewerbe bezogenen Vorleistungen.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18 - Input-Output-Rechnung; eigene Berechnungen.

Abb. 21: Importpreise und Vorleistungspreise 1970-2019



Anmerkung: Deflatoren für Vorleistungen der Gesamtwirtschaft und des Baugewerbes sowie der Importe gemäß VGR. Materialkosten im Baugewerbe gemäß Baukostenindex ab 2000.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

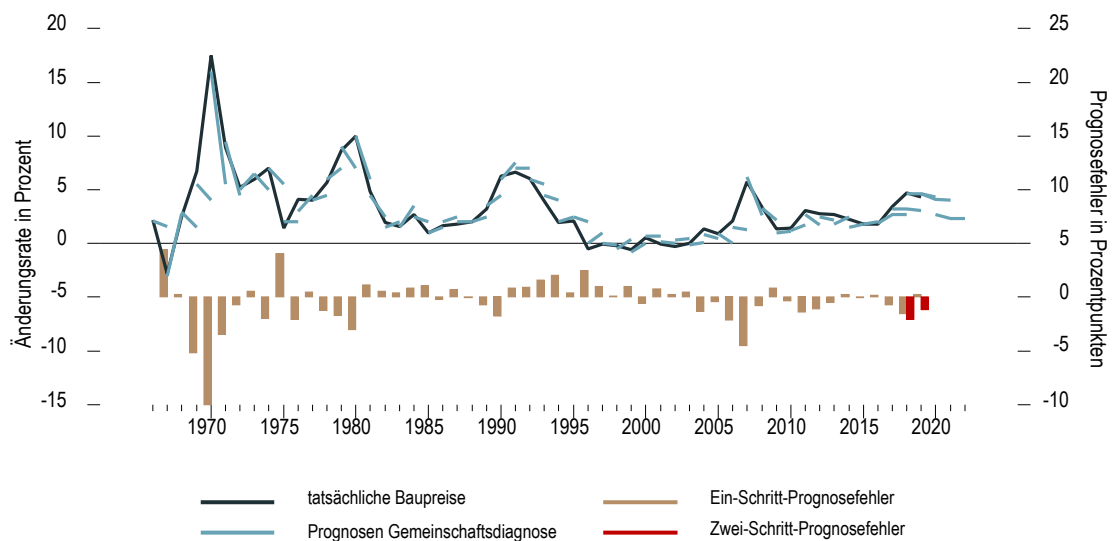
3.3 Daten zum erwarteten Anstieg der Baupreise

Maßgebliches Unterscheidungsmerkmal der Neukeynesianischen Theorie der Preissetzung gegenüber älteren Preissetzungstheorien ist die explizite Rolle, die Preisänderungserwartungen darin spielen. Eine Möglichkeit, die Preiserwartungen der Unternehmen empirisch zu bestimmen, besteht darin, anzunehmen, dass die Unternehmen selbst eine empirische Version von Preisgleichung (14) bei ihren Preissetzungsentscheidungen verwenden. In diesem Fall bilden sich die Preisänderungserwartungen ebenfalls gemäß (14). Das verlagert zunächst das Problem der Bestimmung der Erwartungen nur eine Periode in die Zukunft, da die Preisänderungserwartungen nun von den Preisänderungserwartungen für das Folgejahr abhängen, für die nun wiederum eine Bildung gemäß (14) zu unterstellen wäre, so dass die Erwartungen für die Periode nach der Folgeperiode in die Gleichung kommen, usw. Lässt man diesen Prozess gedanklich bis in eine unendliche Zukunft laufen, lassen sich die Erwartungen komplett durch die drei übrigen Preisdeterminanten beschreiben; sie hängen dann von deren erwarteter Entwicklung über die gesamte Zukunft ab (Muth 1961). Da bei dieser Art der Erwartungsbildung, bei der Preissetzungs- und Preiserwartungsmodell identisch sind, Erwartungsfehler nur durch nichtvorhersehbare Störungen auftreten können, wird sie auch als „rational“ bezeichnet. Unter Annahme dieser Art der Erwartungsbildung kann auf externe Daten zu den Preiserwartungen verzichtet werden; ex-post stimmen die Daten zu den Preisänderungserwartungen mit den tatsächlichen Preisänderungen überein.

Empirisch hat sich dieser Weg allerdings nicht bewährt. Angefangen von Roberts (1997) haben zahlreiche Studien darauf hingewiesen, dass sich zwar die Form der Preissetzung vom Typ (14) empirisch durchaus bestätigen lässt, allerdings mit besseren Ergebnissen, wenn nicht die „rationale“ Form der Erwartungsbildung unterstellt wird, sondern tatsächlich vorliegende empirische Daten zu Preisänderungserwartungen verwendet werden (Coibon et al. 2015, Fuhrer 2017, Adam und Padula 2011). Solche Daten werden zwar im Rahmen der amtlichen Statistik nicht erfasst. In Form der Prognosen von Wirtschaftsforschungsinstituten, Notenbanken und anderen öffentlichen und privaten Institutionen liegen jedoch durchaus Daten dazu vor, mit welchen Preissteigerungsraten zu historischen Zeitpunkten für die Zukunft gerechnet wurde. Zudem gibt es Umfragen bei Unternehmen zur Preisdynamik und zu den Preisänderungserwartungen, u. a. auch für die Bauwirtschaft.

Lange Zeitreihen für den prognostizierten Anstieg der Baupreise in Deutschland liegen mit den vergangenen Frühjahrs- und Herbstgutachten der Gemeinschaftsdiagnose und des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung vor. Sie beziehen sich auf den Deflator der Bauinvestitionen. Die Gemeinschaftsdiagnose veröffentlicht seit 1966 halbjährlich Prognosen für den Baudeflator im jeweils laufenden Jahr und im Herbstgutachten (seit 1997 auch im Frühjahrsgutachten) Prognosen für das nächste Kalenderjahr; seit dem Jahr 2016 werden im Rahmen des Herbstgutachtens zudem Prognosen für die Baupreise im übernächsten Kalenderjahr getroffen. Der Sachverständigenrat veröffentlicht seit 1973 jeweils im Herbst, rund einen Monat nach der Gemeinschaftsdiagnose, Prognosen zur Baupreisentwicklung im laufenden Jahr als auch zur Entwicklung im nächsten Kalenderjahr. Die Baupreisprognosen beider Institutionen werden dabei jeweils in einem gesamtwirtschaftlichen Kontext erstellt. Entwicklungen in anderen Bereichen der Wirtschaft und ihre Rückkopplungen für die Bauwirtschaft werden dabei ebenso berücksichtigt wie Einflüsse des Außenhandels. Abb. 22 zeigt exemplarisch die Herbstprognosen der Gemeinschaftsdiagnose für den Anstieg des Baudeflators im jeweiligen Folgejahr und vergleicht diese mit dessen tatsächlichem Anstieg.

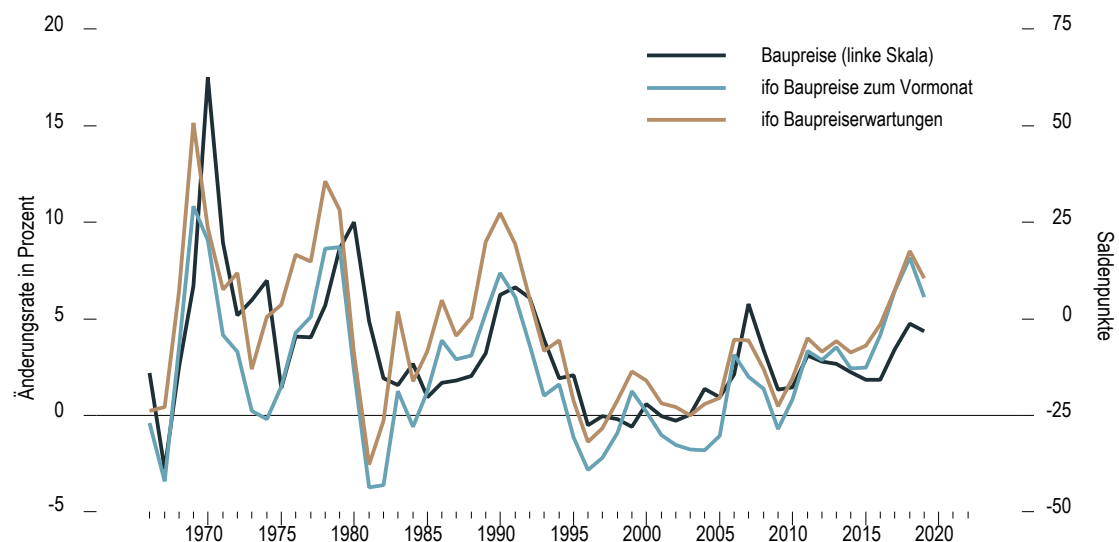
Abb. 22: Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose für den Anstieg des Baudeflators 1966-2022



Anmerkung: Baupreise: Veränderungsrate des Deflators der Bauinvestitionen. Prognosen: Prognose desselben für das nächste bzw. übernächste (ab 2016) Kalenderjahr gemäß Herbstgutachten der Gemeinschaftsdiagnose, beide in Prozent. Prognosefehler berechnet als Abweichung des prognostizierten von der tatsächlichen Änderungsrate in Prozentpunkten.

Quelle: Gemeinschaftsdiagnose, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Abb. 23: Umfrageergebnisse zum tatsächlichen und erwarteten Anstieg der Baupreise



Anmerkung: Baupreise: Veränderungsrate des Deflators der Bauinvestitionen gegenüber dem Vorjahr in Prozent. Umfrageergebnisse: Veränderung der Baupreise gegenüber dem Vormonat sowie erwartete Veränderung der Baupreise in den kommenden drei Monaten, beide Jahresdurchschnitte der Saldenpunkte.

Quelle: ifo Institut, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Eine weitere Quelle für Daten zu Preiserwartungen stellen die Umfragen des ifo Instituts dar. Das Institut befragt seit 1960 die Unternehmen im Bauhauptgewerbe nach der wahrgenommenen Preisdynamik am aktuellen Rand. Konkret werden die Firmen gefragt, ob die Preise für hereingenommene Aufträge im Berichtsmonat gegenüber dem Vormonat „gestiegen“, „gefallen“ oder „unverändert geblieben“ sind und ob sie für die kommenden drei Monate mit „steigenden“, „fallenden“ oder „etwa gleichbleibenden“ Preisen rechnen. Seit 1984 wird außerdem erfragt, ob die Preise „selbstkostendeckend“ waren, d. h. die Firmen werden um Auskunft nach der Entwicklung ihres Gewinnaufschlagsfaktors gebeten. Die beiden Umfragegrößen zur Preisdynamik weisen naturgemäß eine hohe Korrelation auf, die auf Monatsdatenebene bei einem Vorlauf der Preisänderungserwartungen vor der tatsächlichen Preisänderung von zwei Monaten ihr Maximum mit 0,98 erreicht. Bei der Betrachtung von Jahresdurchschnitten ist dieser Vorlauf nur schemenhaft auszumachen, gleichzeitig zeigt sich ein klarer Vorlauf beider Umfragegrößen vor dem tatsächlichen Anstieg des Deflators der Bauinvestitionen (Abb. 23).

Tatsächlich weisen sowohl die Prognosen als auch die Jahresdurchschnitte der Umfrageergebnisse bei einem Vorlauf von einem Jahr hohe Korrelationskoeffizienten mit dem tatsächlichen Anstieg der Baupreise auf (Tab. 6). Die Prognose der Gemeinschaftsdiagnose vom Herbst für den Anstieg der Baupreise im nächsten Kalenderjahr weist mit dem tatsächlichen Anstieg im folgenden Jahr über den Zeitraum von 1966 bis 2019 einen Korrelationskoeffizienten von 0,65 auf. Interessanterweise ist der Korrelationskoeffizient mit dem Baupreisanstieg im gleichen Jahr mit 0,75 um einiges höher, was darauf hindeutet, dass sich die Baupreisprognosen der Gemeinschaftsdiagnose stark an der tatsächlichen Entwicklung der Baupreise im Jahr der Prognoseerstellung orientieren. Bei den Umfragewerten sind die Korrelationskoeffizienten für das vorausgegangene Jahr mit 0,78 für die Preisveränderungen gegenüber dem Vormonat und 0,83 für den erwarteten Baupreisanstieg klar höher als für das gleiche Jahr und sie fallen zudem sogar höher aus als die Korrelationskoeffizienten der Prognose der Gemeinschaftsdiagnose.

Tab. 6: Korrelationen des tatsächlichen Anstiegs der Baupreise mit Prognosen und Umfrageergebnissen im gleichen bzw. vorausgegangenen Kalenderjahr 1966-2019

Variable	Baupreise ¹	Gemeinschaftsdiagnose ²	ifo - Baupreise zum Vormonat ³	ifo – Baupreiserwartungen ^{3,4}
Baupreise ¹	1,00 / 0,62	0,75 / 0,65	0,62 / 0,78	0,60 / 0,83
Gemeinschaftsdiagnose ²		1,00 / 0,78	0,66 / 0,73	0,74 / 0,80
ifo - Baupreise zum Vormonat			1,00 / 0,68	0,94 / 0,71
ifo – Baupreiserwartungen ⁴				1,00 / 0,67

Anmerkung: Korrelation der jeweiligen Größen sowohl im laufenden (links vom Schrägstrich) bzw. im vorausgegangenen (rechts vom Schrägstrich) Kalenderjahr. ¹Anstieg des Deflators der Bauinvestitionen. ²Prognose für den Anstieg des Deflators der Bauinvestitionen im nächsten Kalenderjahr vom Herbst. ³Berechnet auf der Basis der Jahresdurchschnitte. ⁴Erwartete Veränderung der Baupreise in den dem Berichtsmonat folgenden drei Monaten.

Quellen: ifo Institut, Gemeinschaftsdiagnose, Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

Festzuhalten bleibt, dass sich sowohl die historischen Prognosen zum Anstieg des Deflators der Bauinvestitionen als auch die Umfrageergebnisse zur Preisdynamik im Bauhauptgewerbe zur Modellierung der Baupreiserwartungen eignen. Ein Rückgriff auf eine modellkonsistente („rationale“) Bildung der Erwartungen ist nicht notwendig und nach Stand der Literatur auch nicht zweckmäßig. Die Frage, nach welchem theoretischen Muster sich die Erwartungsbildung stattdessen vollzieht, ist damit freilich noch nicht beantwortet. In der makroökonomischen Forschung ist dies derzeit ein intensives Forschungsgebiet, ohne dass sich bereits ein Standardansatz herausgebildet hätte, auf den hier zurückgegriffen werden könnte (vgl. Coibon et al. 2018). Darin spielen Ansätze mit „begrenzter Rationalität“, bei denen die Erwartungsbildung stark vereinfachten Modellen folgt, die nur die wichtigsten Aspekte der strukturellen wirtschaftlichen Zusammenhänge abbilden und sich ansonsten stark an der vergangenen Entwicklung orientieren, eine zentrale Rolle (z. B. Gabaix 2014, Fuster et al. 2010). Die unten empirisch spezifizierten Modelle für die Erwartungsbildung lassen sich zur Klasse dieser Ansätze zählen.

3.4 Empirische Schätzung der Preissetzungsgleichung für das Baugewerbe

Die oben theoretisch hergeleitete Beziehung von Preisen und realen Grenzkosten als Neukeynesianische Phillips-Kurve kann empirisch in Form eines Zeitreihenmodells umgesetzt werden. Im empirischen Modellfindungsprozess sind die Niveaugrößen fest vorgegeben, während die Veränderungsdaten datengetrieben mithilfe maschineller Lernverfahren und statistischer Selektionskriterien bestimmt werden. Hendry und Johansen (2015) zeigen, dass bei einem solchen Modellfindungsprozess selbst umfangreiche Such- und Spezifikationsprozesse über lange Verzögerungsstrukturen, zusätzliche Variablen und deterministische Elemente zur Modellierung von Ausreißern und Strukturbrüchen die unverzerrte Schätzung der Parameter der Niveauvariablen nicht beeinträchtigt wird. Das empirische Modell ergibt sich bei dieser Vorgehensweise aus der Interaktion zwischen der theoretischen Konzeption – in diesem Fall jener, die in Abschnitt 3.1 abgeleitet wurde – und den Daten. Colander (2020) und Hoover et al. (2008) argumentieren, dass eine derartige empirische Methodik der Komplexität der wirtschaftlichen Zusammenhänge in der Realität am besten Rechnung trägt.

Herleitung der dynamischen Spezifikation

Um die Preissetzungsgleichung (14) systematisch datengestützt zu dynamisieren, ist es hilfreich sie zuvor in eine sogenannte Fehler- oder Gleichgewichtskorrekturform (Hendry 1995, S. 286ff.) zu transformieren. Diese stellt eine Kombination aus Größen in Veränderungen bzw. Veränderungsdaten und Niveaus dar, wobei letztere den unterstellten theoretischen Zusammenhang repräsentieren. Zur Ableitung dieser dynamischen Darstellung verwenden wir exemplarisch die einfache Variante (7) der Preisgleichung, die Erweiterung um Vorleistungspreise und Auslastungsgrad ergibt sich daraus. Die Phillips-Kurve (7) lässt sich alternativ schreiben als (Bårdsen et al. 2005, S. 137)

$$\Delta p_t = \beta E_t(\Delta p_{t+1}) + \lambda [(gk - p)_{t-1} + m] + \lambda \Delta(gk - p)_t \quad . \quad (18)$$

Darin hat dynamische Proportionalität zwischen tatsächlichen und erwarteten Preisen, also $\beta = 1$, zu gelten. Diese Gleichung ließe sich direkt empirisch schätzen. Allerdings ist es für die empirische Umsetzung zweckmäßig, die Veränderungsrate der realen Grenzkosten in ihre Bestandteile zu zerlegen und Δp_t auf der linken Seite zu isolieren:

$$\begin{aligned}
\Delta p_t &= \beta E_t(\Delta p_{t+1}) + \lambda [(gk - p)_{t-1} + m] + \lambda \Delta gk_t - \lambda \Delta p_t \\
&= \delta_1 E_t(\Delta p_{t+1}) + \delta_2 [(gk - p)_{t-1} + m] + \delta_2 \Delta gk_t ; \\
\delta_1 &= \frac{\beta}{1+\lambda}, \quad \delta_2 = \frac{\lambda}{1+\lambda}, \quad \delta_1 + \delta_2 = 1
\end{aligned} \tag{19}$$

was sich unter Nutzung des zweifachen Auftretens des Koeffizienten δ_2 weiter vereinfachen ließe, zu

$$\Delta p_t = b_1 E_t(\Delta p_{t+1}) + b_2 [gk_t - p_{t-1} + m], \quad b_1 + b_2 = 1.$$

deren Koeffizienten b_1 und b_2 frei zu schätzen sind, sofern die Summierungsrestriktion erfüllt ist.

Setzt man außerdem die (nominalen) Grenzkosten gk gemäß Gleichung (14), allerdings mit dem Vorleistungspreis p^{VL} ersetzt durch den Deflator der Einfuhr p^m , und lässt außerdem eine reichere dynamische Anpassung mit Verzögerungen von bis zu drei Jahren zu, so impliziert (19)

$$\begin{aligned}
\Delta p_t &= c - \gamma [p_{t-1} - \beta_1 lsk_{t-1} - \beta_2 cap_{t-1} - \beta_3 p_{t-1}^m] \\
&\quad + \sum_{i=1}^3 b_{1i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^3 b_{2i} \Delta lsk_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \vartheta_i \Delta cap_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=0}^3 b_{3i} E_{t-i}(\Delta p_{t+1-i}) + \sum_{i=0}^3 b_{4i} \Delta p_{t-i}^m + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{20}$$

$$\beta_1 + \beta_3 = 1, \quad \sum b_{1i} + \sum b_{2i} + \sum b_{3i} + \sum b_{4i} = 1$$

Die Restriktion der Langfristvariablen lsk und p^m mit $\beta_1 + \beta_3 = 1$ stellt dabei sicher, dass die Baupreise sich langfristig proportional zu den nominalen Kostentreibern Lohnstückkosten und Vorleistungspreise entwickeln. Die Restriktion $\sum b_{1i} + \sum b_{2i} + \sum b_{3i} + \sum b_{4i} = 1$ sorgt dafür, dass diese Proportionalität auch kurzfristig gilt.²⁷ Der mittlere Gewinnaufschlag m ist nun Teil des konstanten Terms c .

Schätzergebnisse

Als Grundlage für die Schätzung dienen jährliche Beobachtungen für Deutschland bzw. das frühere Bundesgebiet ab dem Jahr 1955. Die Baupreise werden durch den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen im Baugewerbe abgebildet. Für die Lohnstückkosten und den Auslastungsgrad werden die in Abschnitt 3.2 vorgestellten Variablen aus der VGR bzw. vom ifo Institut verwendet. Die Vorleistungspreise werden durch den Deflator der Einfuhr gemäß VGR approximiert. Mit Blick auf die Modellierung der Preisveränderungserwartungen war oben gezeigt worden, dass sich hierfür sowohl historische Instituts- und Sachverständigenratsprognosen einsetzen lassen als auch Umfragewerte. Es zeigte sich, dass die Gesamtspezifikation weitaus besser unterstützt wird, wenn die Prognosen zur Modellierung eingesetzt werden, die im Folgenden mit Δp_t^{erw} bezeichnet werden. Die Umfragewerte kamen allerdings ebenfalls

²⁷ Weitere Erläuterungen ökonomischer Begriffe finden sich in Anhang A.3.

statistisch signifikant in die Gleichung, allerdings nur in der zweiten Differenz (Veränderung der Veränderungsrate). Aufgrund der geringeren Korrelation zwischen den Prognosewerten und den Umfragewerten für die tatsächliche Preisdynamik als zwischen den Prognosen und der laut Umfragen erwarteten Preisdynamik (vgl. Tab 5 oben) bringt die Verwendung der Umfragewerte zur tatsächlichen Preisdynamik, im Folgenden mit Δp_t^{ifo} bezeichnet, bessere Ergebnisse.

Der Modellfindungsprozess und die Kleinst-Quadrate- (KQ-) Schätzung der präferierten Spezifikation ergeben (t -Werte in Klammern unter den Koeffizienten):

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & 0,27 - 0,10 [p_{t-1} - 0,62 lsk_{t-2} - (1 - 0,62)p_{t-2}^m + 0,26 fcap_{t-1}] \\ & \quad (3,97) \quad (4,74) \\ & + 0,63 \Delta p_t^{erw} + 0,42 \Delta p_{t-1} - 0,06 \Delta lsk_{t-3} + 0,12 \Delta p_t^m + 0,03 \Delta \Delta p_{t-1}^{ifo} \\ & \quad (15,07) \quad (9,97) \quad (4,27) \quad (6,17) \quad (4,33) \\ & + 0,05 dum_{1966-68} + 0,08 dum_{1970} + 0,02 dum_{2007} \\ & \quad (9,63) \quad (11,66) \quad (3,04) \end{aligned} \quad (21)$$

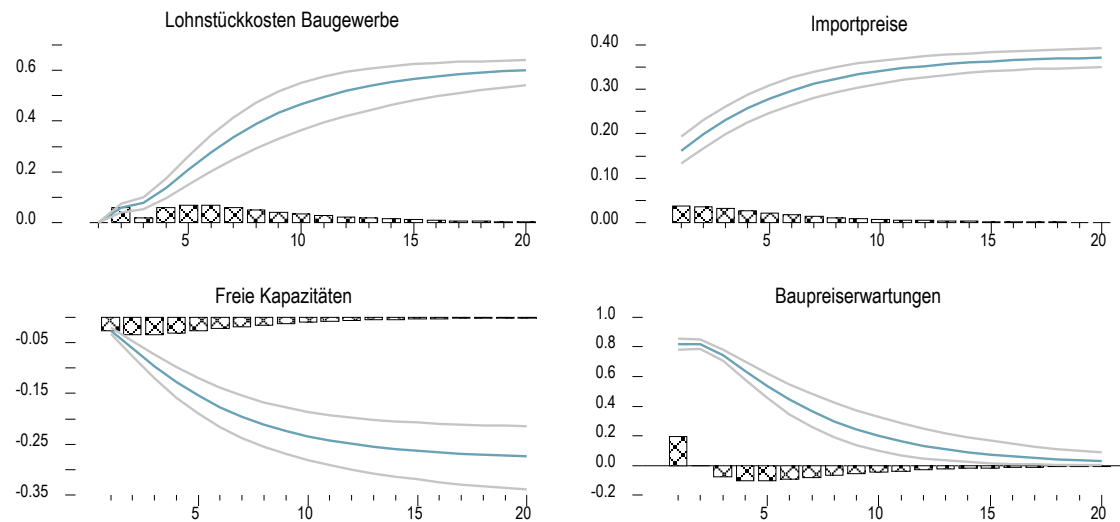
Zeitraum: 1962–2019; $\bar{R}^2 = 0,94$; $DW = 2,29$; $AR(1) = 0,15$; $AR(4) = 0,25$; $AP(1974) = 0,49$

Es ist festzustellen, dass sich die Hypothese der Nicht-Kointegration der Langfristvariablen auf der Basis der hohen t -Statistik des Parameters vor dem Langfristterm in eckigen Klammern von 4,74 ablehnen lässt.²⁸ Für eine korrekte statistische Inferenz ist Kointegration zwingend, da es sich beim Baupreis, den nominalen Lohnstückkosten und den Importpreisen zweifelsfrei um nicht-stationäre Größen handelt und ein entsprechender Test auch für den Logarithmus der Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe die Nullhypothese der Nicht-Stationarität nicht verwirft.²⁹ Auch sonst erscheint die Gleichung statistisch zutreffend spezifiziert zu sein. Die Durbin-Watson-Statistik (DW) widerlegt mit einem Wert von 2,29 die Autokorrelation der Residuen und damit eine Fehlspezifikation der Dynamik, zusätzlich bestätigen dies die marginalen Signifikanzniveaus der Lagrange-Multiplikator-Tests auf Autokorrelation erster und bis zu vierter Ordnung ($AR(1)$ und $AR(4)$) mit 0,15 und 0,25. Der Andrews-Ploberger-Test auf Strukturbruch zu einem unbekannten Zeitpunkt, AP , erreicht sein Maximum im Jahr 1974, lehnt die Hypothese zeitlich stabiler Koeffizienten aber nicht ab, wie das hohe marginale Signifikanzniveau von 0,49 ausweist. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß $\bar{R}^2$ gibt an, dass die Gleichung 94 Prozent der Variation der Baupreisänderungen zu erklären vermag.

²⁸ Der kritische Wert des Ericsson-MacKinnon-Tests beträgt bei einem Konfidenzniveau von 1 Prozent 4,35.

²⁹ Grundsätzlich sollte eine Größe wie der Kapazitätsauslastungsgrad stationär sein. Ein Augmented-Dickey-Fuller-Test mit Konstante und einer Verzögerung in der Differenz ergibt für den Zeitraum von 1965 bis 2015 einen t -Wert von -2,53; der kritische Wert der Dickey-Fuller-Verteilung bei einem Signifikanzniveau von 10 Prozent (5 Prozent) liegt für 50 Beobachtungen bei -2,60 (-2,93). Die Ergebnisse werden allerdings stark durch die Entwicklung am aktuellen Rand geprägt. Testet man die Daten nur bis 2010, ergibt sich ein t -Wert von -3,19.

Abb. 24: Dynamische Reaktion der Baupreise auf eine Veränderung ihrer Bestimmungsgründe um 1 Prozent



Anmerkung: Dynamische Multiplikatoren von Gleichung (21). Linien geben die Auswirkungen einer dauerhaften, Säulen die Auswirkungen einer vorübergehenden Erhöhung der jeweiligen Variablen um 1 Prozent in der ersten Periode an. Hellgraue Linien markieren 90-Prozent Konfidenzintervalle, geschätzt mittels parametrischem Bootstrap.

Quelle: Statistisches Bundesamt, ifo Institut; eigene Berechnungen

Ökonomisch ist die Schätzung ebenfalls plausibel. Gemäß den Parameterrestriktionen steigen die Baupreise sowohl langfristig als auch kurzfristig proportional zu den realen Grenzkosten und den Importpreisen ($\beta_1 + \beta_3 = 1$). Ein Test der zwei Restriktionen auf statische und dynamische Homogenität folgt einer $F(2,41)$ -Verteilung und wird mit einem marginalen Signifikanzniveau von 10 Prozent nicht zurückgewiesen. Die Vorzeichen entsprechen den theoretischen Erwartungen: Sowohl steigende Lohnstückkosten und steigende Importpreise als auch ein Rückgang der freien Kapazitäten führen zu steigenden Baupreisen. Ebenso führen erhöhte Preisänderungserwartungen zu steigenden Baupreisen.

Ein Anstieg der Lohnstückkosten im Baugewerbe um 1 Prozent führt langfristig zu einem Anstieg der Baupreise um 0,64 Prozent. Allerdings dauert es zwei Jahre bis Veränderungen der Lohnstückkosten überhaupt beginnen, ihre Wirkungen auf die Baupreise zu entfalten. Der vollständige Anpassungsprozess erstreckt sich bei allen Größen über mehr als 20 Jahre, nach 10 Jahren sind davon rund 90 Prozent abgeschlossen (Abb. 24). Deutlich rascher reagieren die Baupreise auf einen Anstieg der Einfuhrpreise. Bereits im Jahr des Anstiegs wird ein Drittel des Langfristeffekts von 0,36 Prozent erreicht. Dieser Langfristeffekt ist höher als die direkte Abhängigkeit der Bauproduktion, die in Tab. 5 oben mit 15,1 Prozent ausgewiesen wurde, was darauf zurückzuführen sein dürfte, dass das Baugewerbe Vorleistungen im Inland bezieht, deren Produktion ebenfalls von Importen, darunter nicht zuletzt Rohöl, abhängig

ist. Der langfristige Effekt einer einprozentigen Erhöhung der freien Kapazitäten beträgt 0,26 Prozent. Die erste Reaktion erfolgt in dem Jahr, das der Erhöhung folgt.³⁰

3.5 Eine alternative Preisgleichung ohne Erwartungsgrößen

Die Neukeynesianische Phillips-Kurve berücksichtigt explizit die Preiserwartungen. Die Preiserwartungen, dargestellt durch die Baupreisprognosen der Gemeinschaftsdiagnose für das nächste Kalenderjahr, gehen signifikant und mit einem in der kurzen Frist bedeutsamen Koeffizienten in das Modell ein. Für die mittelfristige Prognose der Baupreise stellt sich das methodische Problem, wie mit diesem Erwartungsterm umzugehen ist. Oben war bereits darauf eingegangen worden, dass die Modellierung der Erwartungen als modell-konsistent („rational“) im Sinne von Muth (1961) nach Stand der Literatur empirisch nicht unterstützt wird. Soll dieser Weg nicht beschritten werden, benötigt man allerdings ein zusätzliches Modell, das beschreibt, wie diese Prognosen gebildet werden (Adam und Pagua 2011, Fuhrer 2017). Ein solches Modell wird im Folgekapitel vorgestellt.

Eine methodische Alternative für die Prognose, wenn auch nicht zur Beschreibung und Erklärung, der Baupreise besteht darin, die strukturelle Modellgleichung (20) in eine Gleichung der reduzierten Form zu transformieren, die nicht explizit abhängig ist von den Preiserwartungen. Dafür müssen Kompromisse hinsichtlich der theoretischen Stringenz eingegangen werden, die jedoch im Hinblick auf das Ziel einer mittelfristigen Prognose vertretbar erscheinen. Stärke dieses Ansatzes ist, dass er ohne ein explizites Modell für die Erwartungsbildung auskommt, was nicht zuletzt deshalb von Vorteil sein kann, weil sich, wie in Abschnitt 3.3 dargestellt, in der Literatur mittlerweile ein Konsens hinsichtlich der empirischen Unzulänglichkeit „rationaler“ Erwartungen eingestellt hat, nicht jedoch hinsichtlich des an deren Stelle zu verwendenden Erwartungsbildungsmodells.

Die Modellierung beruht weiterhin auf der langfristigen Beziehung von Baupreisen, Lohnstückkosten und freien Kapazitäten. Als maßgeblicher Treiber der Baupreise soll nun allerdings das allgemeine Preisniveau in Form des Deflators des Bruttoinlandsprodukts dienen, dessen Logarithmus im Folgenden mit q bezeichnet wird. Dahinter steht die Überlegung, dass die Baupreise sich langfristig nicht vollständig von der Entwicklung des allgemeinen Preisniveaus entkoppeln können, da Baugewerbe und Gesamtwirtschaft in langfristiger Perspektive auf einen gemeinsamen nationalen Arbeitsmarkt mit einheitlicher Nominallohnentwicklung zugreifen. Da allerdings der Produktivitätsfortschritt im Baugewerbe geringer ist als in der Gesamtwirtschaft und somit die Lohnstückkosten im Baugewerbe stärker steigen als in der Gesamtwirtschaft, ist strukturell ein gewisses Plus beim Preisanstieg im Baugewerbe gegenüber der Gesamtwirtschaft angelegt (vgl. Baumol 1967) und muss bei der Modellierung berücksichtigt werden.

³⁰ Die oben theoretisch begründete logarithmische Spezifikation des Kapazitätseffekts impliziert, dass nicht absolute Veränderungen des Auslastungsgrades die Preise im Baugewerbe beeinflussen, sondern relative. Der Effekt einer Veränderung des Auslastungsgrads bzw. der freien Kapazitäten ist damit abhängig vom Ausgangsniveau. Steigt etwa der Auslastungsgrad ausgehend von seinem langjährigen Durchschnitt von 64 Prozent um einen Prozentpunkt auf 65 Prozent, so sinken die freien Kapazitätsreserven von 36 auf 35 Prozent und damit um 2,8 Prozent. Langfristig hat dies der Gleichung mit ihrem geschätzten Langfristkoeffizienten der freien Kapazitäten von 0,26 zufolge eine Erhöhung der Baupreise um $2,8 \text{ Prozent} \cdot 0,23 = 0,73 \text{ Prozent}$ zur Konsequenz. Von dem gegenwärtig sehr hohen Auslastungsgrad von rund 75 Prozent sanken die freien Kapazitäten bei einem Anstieg der Kapazitätsauslastung um 1 Prozentpunkt dagegen von 25 auf 24 Prozent und somit um 4 Prozent, mit der Folge eines langfristigen Anstiegs der Baupreise um 1,04 Prozent.

Dies wird empirisch durch den Verbleib der Lohnstückkosten im Baugewerbe in der Langfristbeziehung sichergesellt; die Baupreise steigen ihr zufolge langfristig proportional zu den Lohnstückkosten im Baugewerbe und dem allgemeinen Preisniveau, hinzu kommt der Effekt der freien Produktionskapazitäten, wie in der Neukeynesianischen Variante.

Der Modellfindungsprozess ergibt die folgende Spezifikation (t -Statistiken in Klammern unter den Koeffizienten):

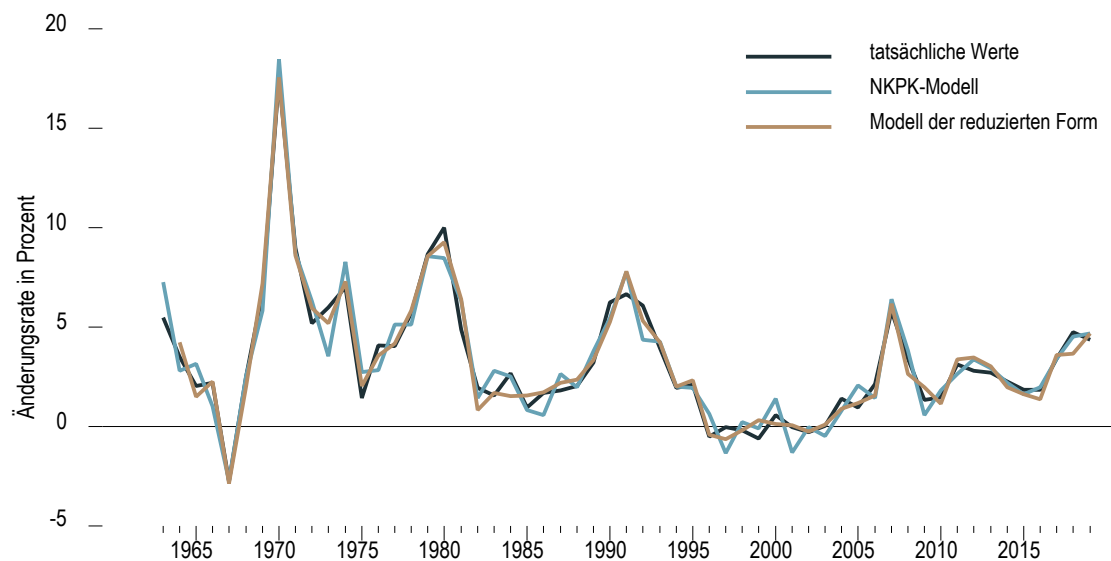
$$\begin{aligned}
 \Delta p_t = & -0,16 \left[p_{t-1} - 0,91 q_{t-1} - 0,09 lsk_{t-1} + 0,34 fcap_t \right] \\
 & \quad (10,07) \\
 & + 0,28 \Delta p_{t-1} - 0,07 \Delta lsk_{t-3} + 0,23 \Delta lsk_t^{bis\ 1993} + 0,81 \Delta q_t \\
 & \quad (7,69) \quad (3,25) \quad (4,91) \quad (18,33) \\
 & - 0,28 \Delta q_{t-1} + 0,14 \Delta q_{t-5} - 0,05 \Delta fcap_{t-1} + 0,03 p_{t-1}^{m1975} \\
 & \quad (7,69) \quad (3,45) \quad (16,72) \quad (8,21) \\
 & + 0,11 \Delta p_t^m - 0,02 dum_{1965} - 0,02 dum_{1967} + 0,06 dum_{1970} \\
 & \quad (7,45) \quad (2,85) \quad (2,57) \quad (9,71) \\
 & + 0,03 dum_{1976} + 0,02 dum_{1983} + 0,02 dum_{2007} \\
 & \quad (5,01) \quad (4,25) \quad (3,77)
 \end{aligned} \tag{22}$$

Zeitraum: 1963–2019; $\bar{R}^2 = 0,95$; $DW = 1,60$; $AR(1) = 0,19$; $AR(4) = 0,15$; $AP(1974) = 0,88$

Die Modellgleichung (22) erklärt gemessen am korrigierten Bestimmtheitsmaß $\bar{R}^2$ 95 Prozent der Varianz der Baupreise und damit geringfügig mehr als das Modell mit Preiserwartungen (Abb. 25). Die Langfristbeziehung ist mit einer t -Statistik von 10,07 kointegriert. Gegenüber Gleichung (21) fällt auf, dass die Einfuhrpreise nur noch kurzfristig signifikant, aber nicht mehr Teil der Langfristbeziehung sind. Offenbar wird der langfristige Einfluss der Einfuhrpreise auf die Baupreise nun statistisch indirekt über das allgemeine Preisniveau abgebildet. Der Koeffizient der Lohnstückkosten im Baugewerbe ist im Vergleich zur Modellspezifikation mit Preiserwartungen (NKPK-Modell) deutlich verringert (0,09 zu 0,65). Dagegen ist der Einfluss der freien Kapazitäten nun ausgeprägter und kontemporär zur Änderungsrate der Baupreise. Auffällig sind außerdem die Strukturbrüche in den Koeffizienten für die Veränderungsrate der Lohnstückkosten ($\Delta lsk_t^{bis\ 1993}$) und die Einfuhrpreise (p^{m1975}). Strukturbrüche sind bezeichnend für Modellsätze der reduzierten Form, die ohne eine vollständige theoretische Fundierung der Langfristbeziehung auskommen müssen.

Abgesehen von diesen Brüchen ist die Gleichung stabil. Ähnlich wie die Neukeynesianische Variante vermag sie die Entwicklung des Anstiegs der Baupreise bis zum aktuellen Rand gut zu beschreiben. Sie eignet sich damit ebenfalls für die mittelfristige Prognose der Baupreise. Unten werden beide Preisgleichungen auf ihre Prognosefähigkeit untersucht und auf Basis der Ergebnisse eine Entscheidung über die konkrete Verwendung im mittelfristigen Prognosemodell getroffen.

Abb. 25: Modellschätzung und tatsächliche Baupreise – Prognosemodell 1963-2019



Anmerkung: Anstiegsraten gegenüber dem Vorjahr in Prozent. NKPK-Modell: Modellschätzung auf Basis der Neukeynesianischen Phillips-Kurve mit Preiserwartungen (21), Modell der reduzierten Form: Gleichung (22).

Quelle: Statistisches Bundesamt und eigene Berechnungen.

3.6 Zwischenfazit

Die Preise in einer wettbewerblich produzierenden Branche ergeben sich als Aufschlag auf die Grenzkosten der Produktion. Die Preisdynamik hängt darüber hinaus von den Preisänderungserwartungen ab, mit denen die Unternehmen versuchen, die zukünftige Kostenentwicklung zu antizipieren und so Preisänderungsbedarf zu vermeiden. Das resultierende Preissetzungsmodell wird als Neukeynesianische Phillips-Kurve bezeichnet.

Die Grenzkosten der Produktion werden im Baugewerbe, das im Vergleich zu anderen Branchen arbeitsintensiv produziert, in erster Linie durch die Lohnstückkosten bestimmt, die ihrerseits aufgrund der weitgehend gleichbleibenden Arbeitsproduktivität mit den Arbeitskosten in der Branche übereinstimmen. Die Grenzkosten fallen zudem umso höher aus, je stärker die Produktionskapazitäten ausgelastet sind und zwar in zunehmendem Maße, je näher die Vollaustattung rückt. Eine Rolle für die Grenzkosten im Baugewerbe spielen ferner die internationalen Rohstoffpreise, allen voran der Rohölpreis, da wichtige Baumaterialien wie Zement und Stahl energieintensiv hergestellt werden. Die gesamtwirtschaftlichen Importpreise fassen die Gesamtheit dieser außenwirtschaftlichen Einflüsse adäquat zusammen.

Empirische Daten zu den Lohnstückkosten und zum Deflator der Einfuhr können der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) entweder direkt entnommen oder mit dieser berechnet werden. Auskunft über den Auslastungsgrad der Kapazitäten im Baugewerbe geben die Umfragen des ifo Instituts und – allerdings nur bis 2003 zurück – die Schätzungen des BBSR. Eine gute Annäherung an die Preisänderungserwartungen im Baugewerbe bieten historische Prognosen zur Entwicklung des Deflators der Bauinvestitionen, wie sie sich regelmäßig in den Konjunkturprognosen der Gemeinschaftsdiagnose der Wirt-

schaftsforschungsinstitute, des Sachverständigenrats und anderer öffentlicher und privater Institutionen finden. Ein Rückgriff auf die empirisch häufig widerlegte Annahme einer modellkonsistenten („rationalen“) Erwartungsbildung ist für das Baugewerbe nicht notwendig.

Eine empirische Umsetzung des entwickelten Baupreismodells mithilfe der aufgeführten Daten liefert über den Zeitraum von 1962 bis 2019 einen hochsignifikanten und stabilen Zusammenhang, der den weitüberwiegenden Teil der Varianz der Baupreise in diesem Zeitraum zu erklären vermag. Dieses strukturelle Modell wird den Kern des mittelfristigen Prognosemodells darstellen. Eine methodische Alternative, deren Eignung für die Prognose unten ebenfalls untersucht wird, besteht darin, die strukturelle Modellgleichung in eine Gleichung der reduzierten Form zu transformieren, die nicht explizit abhängig ist von den Preiserwartungen und daher ohne Prognose dieser Größe auskommt. In diesem Modell der reduzierten Form hängen die Baupreise in der Hauptsache vom gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb und vom Auslastungsgrad ab.

4. Prognose der Bestimmungsgrößen der Baupreise

Die im vorangegangenen Kapitel entwickelten Modellgleichungen (21) und (22) stellen die Baupreise in Abhängigkeit von einer Reihe von anderen Größen, wie den Lohnstückkosten im Baugewerbe, den Einfuhrpreisen, den freien Kapazitäten der Bauwirtschaft bzw. der allgemeinen Preisentwicklung dar. Zum Teil gehen die Bestimmungsgrößen in die Gleichungen mit Verzögerungen ein; diese würden es für sich genommen gestatten, ihren Effekt auf die Baupreise in den nachfolgenden Jahren mittels der Gleichung zu prognostizieren. Da allerdings einige Größen, beispielsweise die Auslastung der Kapazitäten der Bauwirtschaft und die Importpreise, zeitgleich eingehen, sind selbst solche kurzfristigen Prognosen allein auf der Grundlage der Gleichungen und des aktuellen Datenstandes nicht möglich. Damit die Gleichungen (21) und (22) für die Prognose der Baupreise verwendet werden können, bedarf es seinerseits Prognosen für die Treibergrößen. Dafür wird in diesem Kapitel ein Ansatz entwickelt.

4.1 Prognoseansatz

Der Ansatz basiert auf dem Grundgedanken, dass sich die Baupreise im gesamtwirtschaftlichen Kontext entwickeln und insofern die erwartete gesamtwirtschaftliche Entwicklung maßgeblich für die Prognose der Baupreise ist. Denn das Baugewerbe und auch die einzelne Bauunternehmung befinden sich aus volkswirtschaftlicher Perspektive mit anderen Branchen und Unternehmen im Wettbewerb um die in der Volkswirtschaft verfügbaren Ressourcen (Arbeit, Kapital etc.), deren Faktorpreise für alle Güter und Leistungen die grundlegenden Kostentreiber darstellen und insofern deren Preise bestimmen. Die Preise einzelner Leistungen oder Produkte können zwar durchaus vom volkswirtschaftlichen Trend abweichen, aber nur nach Maßgabe ihres Einsatzes der Produktionsfaktoren im Vergleich zu den anderen Branchen bzw. der Volkswirtschaft insgesamt.

Der Ansatz besteht aus drei Elementen. Das erste stellen die beiden bereits vorgestellten Modellgleichungen für die Preissetzung im Baugewerbe, (21) und (22), dar. Das zweite Element bildet die Modellierung des für die Preissetzung relevanten bauwirtschaftlichen Umfelds, insbesondere die der Lohnstückkosten im Baugewerbe, der Baukonjunktur (Kapazitätsauslastungsgrad) und der erwarteten Entwicklung der Baupreise. Das dritte Element, schließlich, sind Prognosen für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung, insbesondere für den gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb, für die Zinsen, für die gesamtwirtschaftliche Produktion und für die demographische Entwicklung.

Für letztere müssen nicht notwendigerweise eigene Prognosen erstellt werden. Eine Reihe externer Institutionen veröffentlicht regelmäßig Konjunkturprognosen, die entweder direkt Prognosen für die interessierenden Größen enthalten oder Prognosen für Größen, aus denen sich die interessierenden Größen relativ einfach ableiten lassen. Es erscheint sowohl effizient als auch effektiv, die Baupreisprognose auf diesen Prognosen aufzubauen, anstatt eigene Prognosen für die gesamtwirtschaftlichen Treiber anzufertigen; effizient, weil dadurch Doppelarbeit vermieden wird, effektiv, weil die externen Publikationen von spezialisierten Instituten und Institutionen erstellt werden und in der Regel eine hohe Prognosegüte aufweisen, die durch eigene Ansätze kaum zu überbieten sein dürfte, insbesondere wenn man über die Prognosen mehrerer externer Anbieter mittelt (Elliott und Timmermann, 2016, S. 320ff.). Allerdings beziehen sich die meisten veröffentlichten Prognosen auf den konjunkturellen Horizont, also das laufende Jahr und das Folgejahr, ggf. noch das darauffolgende Jahr. Nur für wenige Größen liegen mittelfristige Prognosen aus externen Quellen vor. Daher müssen für eine Reihe von gesamtwirtschaftlichen Größen ergänzend modellgestützte Prognosen für den mittelfristigen Horizont erstellt werden.

Der Prognoseansatz soll nicht nur Punktprognosen für die Baupreise über die mittlere Frist liefern. Er soll auch Informationen darüber liefern, wie sicher diese Prognosen sind. Dies kann dadurch geschehen, dass die Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Punktprognosen oder zumindest deren Konfidenzintervalle angegeben werden. Wird, wie im vorliegenden Ansatz, auf externe Prognosen zurückgegriffen, so ist zu berücksichtigen, dass diese zwar möglicherweise weniger fehlerbehaftet sind als eigene modellgestützte Prognosen für die betreffenden Größen, jedoch keineswegs perfekt und insofern auch ihre Verwendung zur Prognoseunsicherheit beiträgt. Im Prognoseansatz wird diesem Umstand explizit Rechnung getragen, wobei zur Abschätzung der Unsicherheit die historischen Fehler der externen Prognosen herangezogen werden.

Im Folgenden wird zunächst dargelegt, wie die bauwirtschaftlichen Größen modelliert und prognostiziert werden. Danach wird auf die Prognose der gesamtwirtschaftlichen Größen inklusive der Berücksichtigung der dadurch induzierten Prognoseunsicherheit eingegangen. Die Zinsprognose wird in einem gesonderten Abschnitt im Anschluss daran dargestellt. Abschließend wird mittels zweier Simulationsexperimente untersucht, ob die in dem entwickelten Prognoseansatz angelegten Wirkungszusammenhänge zwischen den modellierten Größen zu ökonomisch plausiblen Reaktionsmustern führen.

4.2 Prognose der bauwirtschaftlichen Größen

Für die Prognose der Bestimmungsgründe der Baupreise wird in dem hier entwickelten mittelfristigen Prognoseansatz wo dies möglich ist, auf bereits vorhandene Prognosen aus externer Quelle, soweit diese belastbar sind, zurückgegriffen. Für die bauwirtschaftlichen Größen stehen solche Prognosen allerdings nur sehr eingeschränkt zur Verfügung. So erstellt das DIW im Auftrag des BBSR im Rahmen der

Bauvolumensrechnung seit 2015 jährlich kurzfristige Prognosen sowohl für die zukünftige Entwicklung des Bauvolumens als auch des Bauvolumensdeflators (BBSR 2020); diese werden in den DIW-Wochenberichten regelmäßig unterjährig aktualisiert. Aufgrund der kurzen Datenhistorie der Prognosen werden diese für die Modellierung nicht herangezogen; sie werden allerdings in der Prognoseevaluation im übernächsten Kapitel mit analysiert. Darüber hinaus erstellt das ifo Institut als Mitglied der internationalen Euroconstruct-Gruppe Prognosen für das Bauvolumen (Euroconstruct 2020); da diese jedoch nicht öffentlich verfügbar sind, wurden sie ebenfalls im Rahmen des vorliegenden Prognoseansatzes nicht berücksichtigt. Darüber erstellt das BBSR im Fünfjahresrhythmus eine langfristige Wohnungsmarktprognoze, die unter anderem die Wohnflächennachfrage über einen längeren Zeitraum abgeschätzt, die im Prinzip in die bauwirtschaftliche Prognose einfließen bzw. diese ergänzen könnte (BBSR 2015). Diese Integration wurde aufgrund der selteneren Aktualisierung nicht vorgenommen.

Die bauwirtschaftlichen Größen werden daher mit einem eigenen Modell prognostiziert. Dieses beschreibt vier Größen, die Baupreiserwartungen, die Baupreisänderungen am aktuellen Rand gemäß Umfragen, die branchenspezifischen Lohnstückkosten und den branchenspezifischen Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten. Mit Ausnahme des Modells für den Auslastungsgrad sind die Modelle recht einfach und entsprechend rasch erläutert. Das Modell für den Auslastungsgrad wird teilweise strukturell, auf der Basis der neoklassischen Investitionstheorie begründet; die Darstellung ist etwas umfangreicher und wurde in zwei Unterabschnitte aufgeteilt.

Erwartete Anstiegsrate der Baupreise und Dynamik des Baupreisanstiegs am aktuellen Rand

In Ermangelung einer allgemeinen Theorie der Erwartungsbildung jenseits der Hypothese modellkonsistenter Erwartungen (Coibion et al. 2015), wird unterstellt, dass sich die Erwartungen hinsichtlich des zukünftigen Anstiegs der Baupreise, $E_t \Delta p_{t+1}$, an der erwarteten Anstiegsrate des allgemeinen Preisniveaus, $\Delta E_t q_{t+1}$, zzgl. eines Zuschlags für die Lohnstückkostenentwicklung im Baugewerbe, Δlsk_t^{Bau} , und die Verbesserung der Baukonjunktur, gemessen an der Abnahme der freien Kapazitäten in der Bauwirtschaft, $\Delta fcap_{t-1}$, orientieren.

Daten zu den Baupreiserwartungen werden der Gemeinschaftsdiagnose entnommen. Es handelt sich um die Herbstprognosen für den Anstieg des Deflators der Bauinvestitionen im Folgejahr. Die Schätzung über den Zeitraum von 1962 bis 2019 ergibt

$$\begin{aligned}
 E_t \Delta p_{t+1} = & \underset{(8,91)}{0,67 \Delta E_{t-1} p_t} + \underset{(5,98)}{0,44 \Delta E_t q_{t+1}} + \underset{(3,43)}{(1 - 0,67 - 0,44) \Delta lsk_t^{Bau}} \\
 & - \underset{(3,84)}{0,05 \Delta fcap_{t-1}} - \underset{(4,37)}{0,36 (\Delta^2 q_{t-2} - \Delta^2 q_{t-5})} - \underset{(5,82)}{0,27 \Delta^2 p_{t-5}} \\
 & - \underset{(4,18)}{0,04 dum_{1966}} + \underset{(6,52)}{0,06 dum_{1967}} + \underset{(2,47)}{0,02 dum_{1983}} \\
 & - \underset{(2,21)}{0,01 shift_{1969}}
 \end{aligned} \tag{23}$$

Zeitraum: 1962–2019; $\bar{R}^2 = 0,85$; $DW = 1,66$; $AR(1) = 0,19$; $AR(4) = 0,61$; $AP(1974) = 0,72$.

Dabei ist die Bedingung, dass die Preiserwartungen dynamisch homogen bezüglich des allgemeinen Preisniveaus und der Lohnstückkosten im Baugewerbe reagieren bereits implementiert. Die freien Kapazitäten gehen wie zu erwarten negativ in die Erwartungen ein, die homogenen Größen wirken zusammen positiv auf diese.

Neben dem erwarteten Anstieg der Baupreise enthält Gleichung (21) auch die Variable $\Delta^2 p_{t-1}^{ifo}$, die die Dynamik des Baupreisanstiegs am aktuellen Rand gemäß den Umfragen des ifo Instituts darstellt. Diese „Veränderung der Veränderungsrate“ ($\Delta^2 = \Delta\Delta$) wird als abhängig von der Veränderung der Anstiegsrate der Importpreise, $\Delta^2 p_t^m$, und der Veränderung der Veränderung der Kapitalmarktzinsen, $\Delta^2 i$, modelliert. Über den Zeitraum von 1963 bis 2019 ergibt sich

$$\begin{aligned} \Delta^2 p_t^{ifo} = & \underset{(4,59)}{0,38} (\Delta^2 p_{t-1}^{ifo} - \Delta^2 p_{t-2}^{ifo}) - \underset{(2,29)}{48,59} \Delta^2 p_{t-4}^m \\ & - \underset{(4,21)}{504,92} \Delta^2 i_{t-1} - \underset{(3,74)}{436,12} \Delta^2 i_{t-3} \\ & + \underset{(2,82)}{25,80} dum_{1968} + \underset{(2,29)}{22,30} dum_{1969} . \end{aligned} \quad (24)$$

Zeitraum: 1963–2019; $\overline{R^2} = 0,39$; $DW = 1,73$; $AR(1) = 0,42$; $AR(4) = 0,69$; $AP(1971) = 0,19$

Lohnstückkosten im Baugewerbe

Langfristig konkurriert das Baugewerbe mit den übrigen Branchen um die volkswirtschaftlich verfügbaren Arbeitskräfte. Daher können sich die Löhne im Baugewerbe nicht beliebig von denen in der Gesamtwirtschaft entfernen. Die Lohnstückkosten im Baugewerbe, lsk , dürften allerdings dauerhaft stärker steigen als die gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten, lsk^g , weil die Produktivität im Baugewerbe anders als in der Gesamtwirtschaft kaum steigt. Der resultierende, im Vergleich zur Gesamtwirtschaft stärkere, Kostenanstieg bei Bauleistungen kann aufgrund des kaum vorhandenen internationalen Wettbewerbs bei Bauleistungen in Form von höheren Baupreisen an die Nachfrager weitergegeben werden.

Davon abgesehen unterliegt die Produktivität im Baugewerbe zyklischen Schwankungen; in Zeiten einer guten Konjunktur steigt die Produktivität, bei schlechter Auftragslage sinkt sie. Entsprechend hängt die Entwicklung der Lohnstückkosten im Baugewerbe auch von der Baukonjunktur ab, die sich durch den Grad der Kapazitätsauslastung bzw. die freien Produktionskapazitäten in der Branche, $fcap$, messen lassen. Über den Zeitraum von 1963 bis 2019 ergibt sich die folgende Spezifikation für die Lohnstückkosten im Baugewerbe:

$$\begin{aligned} \Delta lsk_t = & \underset{(6,18)}{2,90} - \underset{(6,19)}{0,63} [lsk_{t-1} - lsk_{t-1}^g - 0,06 fcap_{t-5} + 0,56 \chi_{t-} \\ & - \underset{(3,48)}{\Delta v_t} + \underset{(4,46)}{0,20} \Delta \Delta lsk_{t-4} - 0,02 shiftdum_{1990} \end{aligned} \quad (25)$$

Zeitraum: 1961–2019; $\overline{R^2} = 0,80$; $DW = 1,94$; $AR(1) = 0,59$; $AR(4) = 0,46$; $AP(1973) = 0,88$

Dabei bezeichnet χ die Differenz zwischen dem Logarithmus des Niveaus der Arbeitsproduktivität im Baugewerbe und dem in der Gesamtwirtschaft und $shiftdum_{1990}$ modelliert einen Niveausprung, der für die deutsche Vereinigung kontrolliert. Die Lohnstückkosten im Baugewerbe steigen danach 1:1 mit den gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten, sofern die Produktivität im Baugewerbe so stark wächst wie in der Gesamtwirtschaft und die Kapazitäten normal ausgelastet sind. Bleibt der Produktivitätsanstieg am Bau hinter dem gesamtwirtschaftlichen zurück und/oder sind erhebliche Produktionskapazitäten in der Bauwirtschaft ungenutzt, geht der Anstieg der Lohnstückkosten über den gesamtwirtschaftlichen hinaus.

Für die Prognose ergibt sich aus dieser Modellierung das Problem, dass zur Fortschreibung der Lohnstückkosten die Produktivitätsdifferenz χ benötigt wird. Eine Möglichkeit, diese zu prognostizieren, bestünde darin, für die Bauwirtschaft ein Produktivitätswachstum von null zu unterstellen und für den gesamtwirtschaftlichen Produktivitätsanstieg die Werte aus den jeweils aktuellen Konjunkturprognosen und Mittelfristprojektionen der Gemeinschaftsdiagnose der Forschungsinstitute zu übernehmen. Hier wird stattdessen der Trend von χ mittels eines einfachen, zur Erfassung konjunktureller Schwankungen um den Anstieg des realen Bruttoinlandsprodukts, Δy , erweiterten, autoregressiven Modells fortgeschrieben:

$$\begin{aligned} \Delta \chi_t = & \underbrace{-0,37 \Delta y_{t-1}}_{(4,13)} + \underbrace{0,33 \Delta \chi_{t-1}}_{(3,31)} \\ & \underbrace{-0,08 dum_{1968}}_{(2,82)} - \underbrace{0,04 dum_{1974}}_{(2,76)} \end{aligned} \quad (26)$$

Zeitraum: 1965–2019; $\bar{R}^2 = 0,47$; $DW = 1,82$; $AR(1) = 0,75$; $AR(4) = 0,54$; $AP(2007) = 0,91$

Prognosen für den Anstieg des realen Bruttoinlandsprodukts können, wie skizziert, aus externen Quellen übernommen werden.

Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten – Nachfrage nach Bauleistungen

Die Modellierung des Auslastungsgrades im Baugewerbe – und somit der Baukonjunktur – in Abhängigkeit vom gesamtwirtschaftlichen Umfeld ist strukturell-theoriebasiert angelegt und basiert auf drei Elementen. Gesamtwirtschaftliche Impulse wirken auf die Baunachfrage und führen zu Veränderungen der Bauproduktion und dadurch ändert sich der Auslastungsgrad der Kapazitäten des Baugewerbes. Entsprechend besteht das Teilmodell für den Auslastungsgrad aus drei Gleichungen, einer für die Nachfrage nach Bauleistungen, einer für die Bauproduktion und einer für den Auslastungsgrad.

Die modellmäßige Erfassung der Baunachfrage orientiert sich an der neoklassischen Theorie der Investitionsnachfrage (vgl. Abel 2006 sowie Ellis und Price 2004, Meier und Dahl 2018, S. 53ff.). Diese identifiziert die gesamtwirtschaftliche Produktion bzw. das real verfügbare Einkommen der privaten Haushalte Y sowie das Niveau der realen Kapitalnutzungskosten UC als maßgebliche Treiber der Nachfrage nach Bauleistungen. Für eine allgemeine gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion mit konstanter Substitutionselastizität σ zwischen den Produktionsfaktoren Arbeit L und Kapital K ergibt sich das Grenzprodukt des Kapitalstocks als (vgl. Abel 2006, S. 759)

$$Y_K = c \left[\frac{Y}{K} \right]^{1/\sigma} \quad (27)$$

wobei c eine Konstante ist. Gewinnmaximierend ist für die Unternehmen ein Kapitalstock in Höhe von

$$K = c^\sigma Y U C^{-\sigma} \quad (28)$$

bzw. in relativer Betrachtung durch Bildung von (mit Kleinbuchstaben bezeichneten) Logarithmen

$$k = \gamma + y - \sigma uc \quad (29)$$

mit $\gamma = \ln(c^\sigma)$. Der optimale Kapitalstock ist demnach umso höher, je höher das Einkommens- und Produktionsniveau y und je geringer die realen Kapitalnutzungskosten uc sind.

Die (nominalen) Kapitalnutzungskosten für ein Bauwerk, dessen Errichtung P Euro (z. B. 1 Mio. Euro) kostet, ergeben sich im Wesentlichen aus

- den Finanzierungskosten $i \cdot P$, wobei i den (jährlichen) Finanzierungssatz bezeichnet,
- der Abnutzung/Abschreibung $\delta \cdot P$, mit δ als der (jährlichen) Abschreibungsrate, sowie
- der erwarteten Wertveränderung $E(\Delta p) \cdot P$, die sich, falls $E(\Delta p) > 0$, dämpfend auf die Kapitalnutzungskosten auswirkt.

Der Logarithmus der realen Kapitalnutzungskosten uc ist entsprechend definiert als

$$uc = p + \ln(i + \delta - E(\Delta p)) - q, \quad (30)$$

wobei p und q wie gehabt für das Niveau der Baupreise bzw. das gesamtwirtschaftliche Preisniveau stehen. Unterstellt man an dieser Stelle vereinfachend, dass die Entwicklung der Baupreise weitgehend der des gesamtwirtschaftlichen Preisniveaus folgt, $p \approx q$, so lässt sich der letzte Ausdruck schreiben als

$$uc = \ln(i + \delta - E(\Delta p)) . \quad (31)$$

Unter dieser vereinfachenden Annahme entsprechen die Kapitalnutzungskosten einem um die Abschreibungsrate δ erhöhten Realzins.

Der Kapitalstock, den die Unternehmen in einer bestimmten Periode t in der Produktion einsetzen können, entspricht dem Kapitalstock der vergangenen Periode vermindert um den Verschleiß – auch Abschreibung genannt – zuzüglich der (Brutto-)Investitionen J (vgl. Ellis Price 2004, S. 75), d. h.

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + J_t \quad (32)$$

wobei δ die prozentuale Wertminderung pro Periode, also die Abschreibungsrate angibt, von der hier unterstellt ist, dass sie sich im Zeitablauf nicht ändert. Im gesamtwirtschaftlichen Wachstumsgleichgewicht (Steady-State) wachsen Kapitalstock und Investitionen mit einer konstanten, exogen vorgegebenen Rate und ihre Niveaus stehen in einem konstanten Verhältnis. Bezeichnet man dieses Verhältnis mit ψ , so lässt sich der Zusammenhang beschreiben als

$$j = k + \psi \quad (33)$$

Daraus folgt, dass sich die einfache lineare Beziehung zwischen Kapitalstock, Produktionsniveau und realen Kapitalnutzungskosten gemäß (29) analog auch für die Investitionen anwenden lässt, also

$$j = cc + y - \sigma uc \quad (34)$$

mit $cc = \psi + \gamma$ als einer konstanten Größe. Es ist diese Beziehung, die der empirischen Analyse für die Nachfrage nach Bauleistungen zugrunde liegt.

Empirisch kann die Nachfrage nach Bauleistungen durch eine Reihe von Größen gemessen werden. Naheliegender wäre zunächst einmal der Rückgriff auf die Bauinvestitionen gemäß VGR oder besser das Bauvolumen (Gornig et al. 2019), das neben investiven Bauleistungen auch solche zur Instandhaltung umfasst. Allerdings ist es bei diesen Aggregaten nicht möglich, zwischen Nachfrage und Angebot zu differenzieren. Die Baugenehmigungen und die Auftragseingänge (amtlich und umfragebasiert) stellen hingegen explizit auf die Nachfrage ab und dürften zudem über einen – für die Erstellung von Prognosen vorteilhaften – zeitlichen Vorlauf zur Bauproduktion verfügen. Zentrale Größe des vorliegenden Teilmodells sind die Baugenehmigungen, ergänzend werden die umfragebasierten Auftragseingänge herangezogen.³¹ Daten für die Baugenehmigungen liegen für das frühere Bundesgebiet zurück bis 1961 vor, lassen sich mithilfe einiger Annahmen aber bis zum Jahr 1950 zurück verlängern, sie werden im Jahr 2004 mit den Daten für Deutschland verkettet.³² Die so konstruierte Zeitreihe für die realen Baugenehmigungen wird im Folgenden mit G bezeichnet und ihr natürlicher Logarithmus mit g . Das langfristige Modell für die Baugenehmigungen lautet in Anlehnung an (34) insofern unter Vernachlässigung der Konstanten cc

$$g = y - \sigma uc \quad (35)$$

Zur empirischen Operationalisierung der ersten der beiden Bestimmungsgrößen der so formulierten Baunachfrage kommen das reale Bruttoinlandsprodukt oder das real verfügbare Einkommen der privaten Haushalte infrage. Letzteres brachte empirisch etwas bessere Ergebnisse, möglicherweise, weil mehr als 60 Prozent der Bauleistungen auf den Wohnungsbau entfallen und somit entweder direkt oder indirekt von den privaten Haushalten nachgefragt werden. Mit Blick auf die zweite Größe, die realen Kapitalnutzungskosten für Bauwerke, wird unterstellt, dass deren Dynamik allein von den realen Kapitalmarktzinsen bestimmt wird. Diese werden modelliert durch die Rendite auf Bundesanleihen mit 9-10-jähriger Restlaufzeit abzüglich des erwarteten langfristigen gesamtwirtschaftlichen Preisauflaufs, von

³¹ Für die Genehmigungen spricht zum einen, dass Daten hierzu bis 1952 zurück verfügbar sind, während das Auftragsvolumen im Bauhauptgewerbe erst seit 1971 amtlich erfasst wird, zum anderen, dass die Baugenehmigungen in einem einfachen Zusammenhang zu den Baufertigstellungen stehen, einer statistischen Größe, die bereits nahe an der Bauproduktion und damit an der Auslastung der Kapazitäten ist.

Unter den verschiedenen Merkmalen, nach denen Daten für die Genehmigungen und Fertigstellungen erhoben werden, wird hier auf die Summe der veranschlagten Bauwerkskosten für neue Wohn- und Nichtwohngebäude abgestellt, da dieses Merkmal anders als reine Volumengrößen wie die Anzahl der genehmigten Gebäude, der Wohnungen oder der Wohn- und Nutzflächen auch Qualitätssteigerungen miteinbeziehen dürfte. Allerdings handelt es sich bei den Bauwerkskosten um eine nominale Größe, während die Bauproduktion und der Kapazitätsauslastungsgrad, auf den das Modell abstellt, realwirtschaftliche Größen darstellen. Daher werden die veranschlagten Bauwerkskosten hier mit dem Deflator der Bauinvestitionen preisbereinigt.

Die Baugenehmigungen beziehen sich auf den Hochbau, der im Jahr 2019 rund 86 Prozent der Bauinvestitionen ausmachte. Tiefbauleistungen werden darin nicht direkt abgebildet, allerdings hängt ein Teil des Tiefbaus direkt mit der Erstellung neuer Wohn- und Nichtwohngebäude zusammen und dürfte auf diese Weise indirekt in der Modellierung miteinbefasst werden, etwa wenn zur Erschließung neuer Wohn- oder Gewerbegebiete Straßenbau- und Kanalisationstätigkeiten notwendig sind.

³² Auf diese Weise geht die – durch die obige Theorie nicht beschriebene und für Prognosezwecke irrelevante – Sonderkonjunktur der Bautätigkeit in den Neuen Bundesländern nach der Wiedervereinigung sowie die daran anschließende Schwäche der Bautätigkeit gar nicht in den Datensatz ein, was die empirische Modellierung erheblich vereinfacht.

dem hier angenommen wird, dass dieser dem Inflationsziel der Europäischen Zentralbank entspricht, was bei einer vollständig glaubwürdigen Geldpolitik der Fall sein sollte. Außerdem wird ein konstanter Satz für Abschreibungen, Instandhaltungskosten und eine Risikoprämie von insgesamt 7,5 Prozent kalkuliert.³³ Interessanterweise ist bei diesem Wert die Elastizität σ , mit der die Kapitalnutzungskosten die Baunachfrage beeinflussen, gerade betragsmäßig gerade gleich 1,0, was mit einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion vom Cobb-Douglas-Typ vereinbar wäre, für die auch andere empirische Evidenz spricht.

Bei der empirischen Umsetzung der Beziehung (35) mit weit zurückreichenden Zeitreihendaten ist allerdings zu berücksichtigen, dass die zugrundeliegende Investitionstheorie die Bauleistungsnachfrage eines repräsentativen privaten Haushalts unterstellt. Der durchschnittliche private Haushalt dürfte heutzutage jedoch deutlich mehr Mitglieder im Rentenalter und deutlich weniger Kinder haben als in den 1960er bis 1980er Jahren und insofern vermutlich bei gegebenem verfügbarem Einkommen und gegebenem Niveau der Kapitalnutzungskosten weniger Bedarf an Bauleistungen haben als sein Pendant in der Vergangenheit. Dem wird durch die Aufnahme zweier demographischer Variablen, dem Anteil der Personen im Rentenalter (≥ 60 Jahre, $POP\%_{t-60}^{\geq 60}$) und dem Anteil der Kinder und Jugendlichen (Alter ≤ 15 Jahre, $POP\%_{t-15}^{\leq 15}$) Rechnung getragen. Der Koeffizient sollte für letztere positiv, für die erstere negativ sein.

In den vergangenen Jahren gab es außerdem Hinweise darauf, dass die Baugenehmigungen in Zeiten einer guten Baukonjunktur nicht so stark steigen, wie es die Entwicklung der Haushaltseinkommen und der Finanzierungskosten für sich genommen erwarten lassen würden. Hintergrund ist, dass bei einer guten oder sehr guten Baukonjunktur, wie in den vergangenen Jahren, sich nicht nur die Umsetzung eines Bauprojekts aufgrund der begrenzten Kapazitäten der Bauunternehmen verzögert. Vielmehr dürften bereits dessen Konzeption und deren Genehmigung durch die Behörden mehr Zeit in Anspruch nehmen, da auch die Kapazitäten von Architekten und Planungsbüros sowie der kommunalen Bauverwaltungen begrenzt sind (Michelsen und Gornig 2017, Brand und Steinbrecher 2016). Mangels Daten zu letzteren modellieren wir diesen Effekt über die bereits für die Modellierung der Baupreise eingesetzten freien Kapazitäten im Bauhauptgewerbe, $fcap$.

Die KQ-Schätzung der dynamischen Spezifikation über den Zeitraum von 1958 – 2019 ergibt:

$$\begin{aligned} \Delta g_t = & \underset{(10,21)}{-0,69} - \underset{(10,63)}{0,47} \left[g_{t-1} - y_{t-1} + u_{t-1} - \Delta fcap_{t-1} \right. \\ & \left. + \underset{(28,59)}{15,50} POP\%_{t-60}^{\geq 60} - \underset{(8,77)}{35,48} \Delta POP\%_{t-4}^{\leq 15} \right] \\ & + \underset{(8,10)}{2,37} \Delta y_t + \underset{(5,25)}{1,60} \Delta y_{t-3} \\ & + \underset{(2,82)}{0,14} dum_{1960} - \underset{(4,18)}{0,19} dum_{1968} + \underset{(6,64)}{0,31} dum_{1983} \end{aligned} \quad (36)$$

Zeitraum: 1958–2019; $\overline{R^2} = 0,79$; $DW = 1,62$; $AR(1) = 0,16$; $AR(4) = 0,62$; $AP(2010) = 0,11$

³³ Schier und Voigtländer (2015) nehmen für Wohngebäude einen pauschalen Satz für Abschreibungen und Instandhaltung von 3 Prozent an. Bei Nichtwohngebäuden und Tiefbauten, die rascher abgeschrieben werden, dürfte der Satz höher liegen. Jordà et al. (2019) schätzen auf der Basis eines 16 Länder umfassenden und bis in das Jahr 1875 zurückreichenden Datensatzes die Risikoprämie für risikobehaftete Anlagen auf 4 bis 5 Prozent.

Die Gleichung ist insgesamt wohlspezifiziert,³⁴ Nicht-Kointegration und Residuenautokorrelation werden abgelehnt.³⁵ Alle geschätzten Parameter haben die erwarteten Vorzeichen, zudem lassen sich nicht nur die theoretisch plausiblen Proportionalitätsrestriktionen für das real verfügbare Haushaltseinkommen und die realen Kapitalnutzungskosten setzen, sondern auch eine Proportionalitätsrestriktion hinsichtlich der Veränderungsrate der freien Kapazitäten gegenüber dem Vorjahr; die drei Restriktionen werden mit einer $F(3,50)$ -Statistik von 0,85 bei einem marginalen Signifikanzniveau von 0,47 nicht abgelehnt.

Demnach steigen die Baugenehmigungen langfristig proportional zum real verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte und zur Zunahme der freien Kapazitäten in der Bauwirtschaft und sinken proportional zu den Kapitalnutzungskosten. Kurzfristig überschießt die Reaktion auf einen Einkommensanstieg die langfristige Reaktion um bis zum Dreifachen. Gesamtwirtschaftliche Aufschwungsphasen gehen, wie für Investitionen üblich, mit einer überproportionalen, dem Einkommensanstieg etwas nachlaufenden Kräftigung der Baunachfrage einher (Abb. 26) – zumindest solange der Aufschwung nicht mit einem nennenswerten Anstieg der Kapitalnutzungskosten und/oder mit steigender Auslastung der Produktionskapazitäten im Baugewerbe verbunden ist. Im Abschwung kommt es entsprechend zu einem überproportionalen Einbruch der Nachfrage nach Bauleistungen.

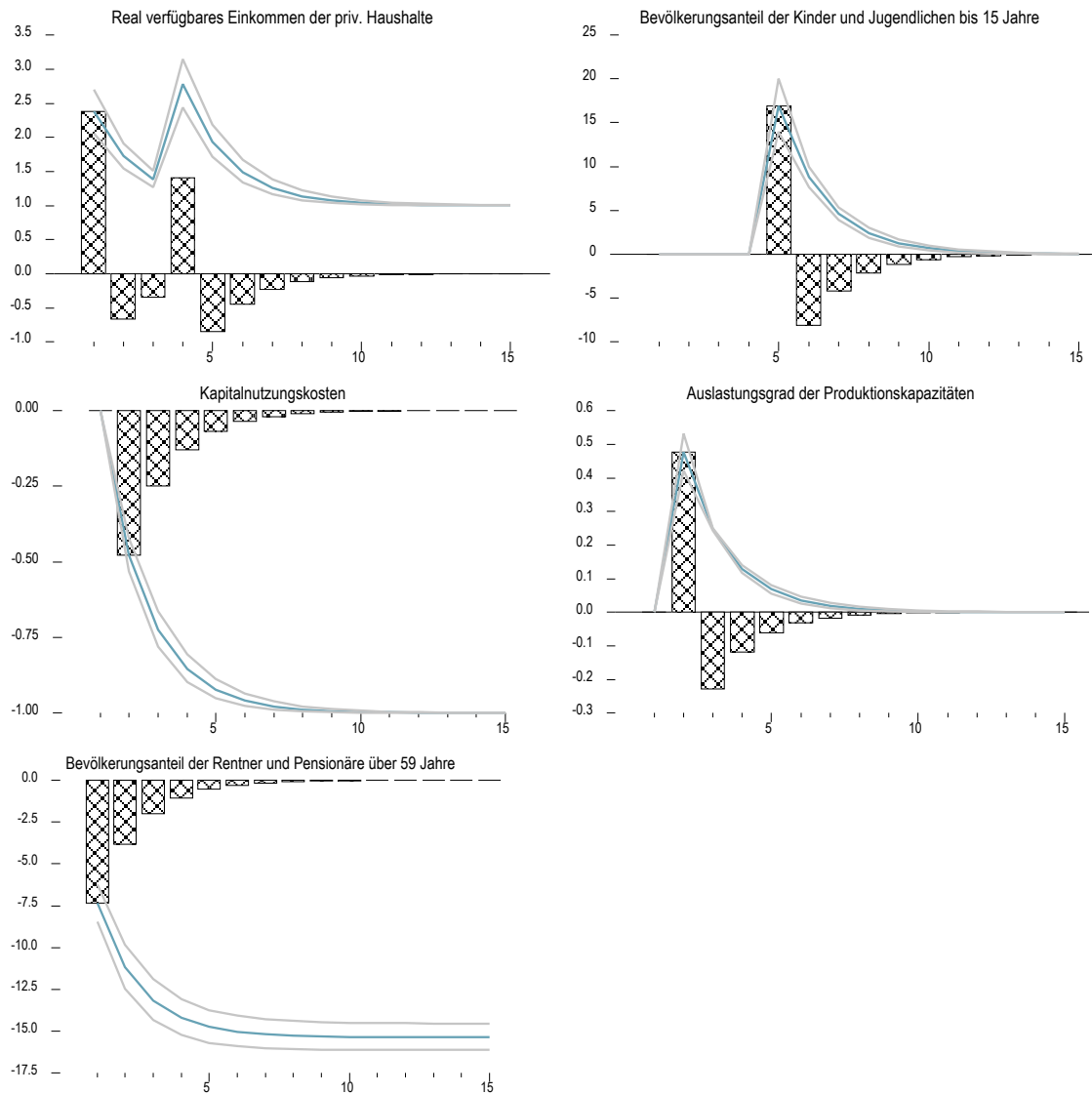
Die beiden demographischen Größen haben die erwarteten Vorzeichen, allerdings geht der Anteil der Kinder und Jugendlichen an der Gesamtbevölkerung nicht im Niveau, sondern als Veränderung in die Gleichung ein. Eine Zunahme des Anstiegs letzterer um 0,1 Prozentpunkte (ein typisches Schwankungsintervall von Jahr zu Jahr für diese Größe) erhöht die Baugenehmigungen langfristig um 3,5 Prozent. Ein Anstieg des Anteils der Rentner und Pensionäre an der Gesamtbevölkerung in der gleichen Größenordnung dämpft die Baugenehmigungen hingegen langfristig um 1,5 Prozent. Alles in allem stellt Gleichung (40) eine gute Beschreibung der Nachfrage nach Bauleistungen dar, die sich durchaus als strukturell interpretieren lässt.

Ergänzend werden zur Abbildung der Baunachfrage die Auftragseingänge im Bauhauptgewerbe herangezogen. Sie stellen inhaltlich eine Ergänzung zu den Baugenehmigungen dar, denn sie decken auch die Leistungen des Tiefbaus mit ab, wenn auch zulasten der Leistungen des Ausbaugewerbes. Die in den monatlichen Umfragen des ifo Instituts ermittelten Tendenzen der Auftragseingänge sind aus statistischer Sicht gegenüber den amtlich ermittelten Auftragseingängen von Vorteil, weil sie eine geringere Korrelation mit den Genehmigungen aufweisen, gleichwohl aber in einer signifikanten Beziehung zur Bauproduktion und zur Veränderung der Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe stehen. Am aktuellen Rand haben sie zudem den Vorteil, dass die Ergebnisse rascher veröffentlicht werden als die amtlichen Daten. Zudem geht die Datenhistorie der Umfragewerte bis in das Jahr 1963 zurück, ist also acht Jahre länger als die der amtlichen Auftragseingangsdaten. Die Umfragedaten für das frühere Bundesgebiet werden wieder im Jahr 2004 mit gesamtdeutschen Daten verkettet.

³⁴ Die Schätzung mittels KQ könnte aufgrund einer Korrelation des kontemporären Regressors Δy_t mit dem Störterm der Gleichung verzerrt sein. Eine alternative zweistufige KQ-Schätzung (2SKQ), bei der Δy_t durch eigene Verzögerungen sowie Verzögerungen des Anstiegs des Abgabensatzes, des realen Bruttoinlandsprodukts, des Konsumdeflators sowie verzögerten Veränderungen der Geschäftslage- und -erwartungen (Lag: 3 Jahre) jeweils gegenüber dem Vorjahr „instrumentiert“ wurde, was zusammen auf der „ersten Stufe“ ein R^2 von 0,72 erbrachte, ergab keine Hinweise darauf. Der Test von Wu (1973) lehnt die Hypothese, dass die Parameterschätzer von KQ und 2SKQ identisch sind, mit einem $F(1,52)$ -Wert von 2,13 bei einem marginalen Signifikanzniveau von 0,15 nicht ab.

³⁵ Einzig der AP -Test auf Strukturbruch liegt mit einer marginalen Signifikanz für einen Bruch im Jahr 2010 mit 0,11 nur wenig über dem konventionellen Konfidenzniveau; eine nähere Analyse zeigt, dass der Koeffizient des Bevölkerungsanteils der Rentner und Pensionäre ($POP\%_{t-60}^{\geq 60}$) nach 2007 geringfügig abgenommen haben könnte.

Abb. 26: Dynamische Reaktion der Baugenehmigungen auf eine Veränderung ihrer Bestimmungsgründe um 1 Prozent bzw. 1 Prozentpunkt



Anmerkung: Dynamische Multiplikatoren von Gleichung (36). Linien geben die Auswirkungen einer dauerhaften, Säulen die Auswirkungen einer vorübergehenden Erhöhung der jeweiligen Variablen um 1 Prozent bzw. 1 Prozentpunkt (Bevölkerungsanteile) in der ersten Periode auf das Niveau der Baugenehmigungen an. Hellgraue Linien markieren 90-Prozent Konfidenzintervalle, geschätzt mittels parametrischem Bootstrap.

Quelle: ifo Institut, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen

Die theoretische Grundlage der Gleichung für die Auftragseingänge im Bauhauptgewerbe A ist identisch mit der für die Baugenehmigungen. Zu beachten ist, dass es sich bei den Umfragedaten um eine stationäre Größe handelt. Die Daten werden aus diesem Grund nicht logarithmiert; die nichtstationäre Einkommensgröße y muss in einer stationären Transformation, d. h. in Differenzen, im Modell auftauchen.

Dieses lautet

$$\begin{aligned}
 \Delta A_t = & \underset{(9,73)}{-7,81} - \underset{(16,55)}{0,81} [\underset{(9,13)}{A_{t-1}} + \underset{(9,05)}{280,77 UC_{t-2}}] + \underset{(9,05)}{0,33 \Delta A_{t-7}} \\
 & + \underset{(3,55)}{0,13 \Delta A_{t-8}} - \underset{(4,34)}{227,81 \Delta UC_{t-1}} + \underset{(11,36)}{200,69 (\Delta y_t - \Delta y_{t-6})} \\
 & + \underset{(9,79)}{484,64 (pop_{t-2}^{5 bis 30} - pop_{t-5}^{5 bis 30})} + \underset{(4,92)}{20,51 A_{t-4}^{ost}} \\
 & + \underset{(7,87)}{1231,72 (0,3 * pop_{t-2}^{5 bis 15} - pop_{t-5}^{5 bis 15} + 0,7 * pop_{t-7}^{5 bis 15})} \\
 & - \underset{(2,81)}{8,52 dum_{1966}} + \underset{(9,04)}{26,07 dum_{1978}} + \underset{(3,00)}{8,52 dum_{1979}} \\
 & + \underset{(6,49)}{12,20 (dum_{1983} - dum_{1984})} + \underset{(2,66)}{8,59 dum_{1991}} + \underset{(4,19)}{11,89 dum_{1994}}
 \end{aligned} \tag{37}$$

Zeitraum: 1965–2019; $\bar{R}^2 = 0,92$; $DW = 1,97$; $AR(1) = 0,32$; $AR(4) = 0,61$; $AP(2004) = 0,83$

Auch in dieser Gleichung spielen neben dem Einkommen und den Kapitalnutzungskosten, demographische Variablen eine Rolle. Eine strukturelle Interpretation gestaltet sich schwieriger als für Gleichung (36) und soll deshalb unterbleiben; im Modell spielt die Gleichung ohnehin nur eine ergänzende Rolle.

Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten – Bauproduktion und Auslastung

Eine höhere Baunachfrage führt zeitnah zu einer höheren Bauproduktion x . Letztere wird gemessen am Index der Produktion im Bauhauptgewerbe. Ein Anstieg der Kapitalnutzungskosten verlangsamt die Umsetzung von Nachfrage in Produktion ebenso wie Witterungsbehinderungen³⁶ *Witt* oder eine unterdurchschnittliche Anzahl an Arbeitstagen AT im betreffenden Jahr. Die Nachfrage wird hier allein über die Baugenehmigungen eingeführt. Zu beachten ist, dass der Index der Bauproduktion im langjährigen Vergleich stärker steigt als das hier verwendete Maß für die Baugenehmigungen. Dies deutet darauf hin, dass die Genehmigungen nicht ausreichen, um den langfristigen Trend der Bauproduktion hinreichend zu erfassen. Es zeigte sich, dass eine zusätzliche Aufnahme des gesamtwirtschaftlichen Produktions- und Einkommensniveaus gemessen am realen Bruttoinlandsprodukt die Beschreibung der Daten deutlich verbessert. Die gesamtwirtschaftliche Produktion geht mit einer Verzögerung von vier Jahren in die Langfristbeziehung ein, macht also an dieser Stelle nicht die Nutzung externer Prognosen notwendig.

³⁶ Die witterungsbedingten Produktionsbehinderungen gemäß den Umfragen des ifo Instituts folgen in jährlicher Frequenz einem autoregressiven Prozess erster Ordnung. Sie sind damit – in engen Grenzen – prognostizierbar.

Die Modellgleichung wird über den Zeitraum vom 1955 bis 2019 geschätzt und ergibt

$$\begin{aligned}
 \Delta x_t = & \underset{(16,21)}{-0,58} [x_{t-2} - \underset{(6,76)}{0,51} g_t - \underset{(6,76)}{0,31} y_{t-4}] - \underset{(6,76)}{2,23} \Delta UC_t \\
 & + \underset{(2,65)}{0,08} \Delta x_{t-3} - \underset{(2,65)}{0,08} \Delta g_{t-2} - \underset{(6,10)}{0,01} Witt_t + \underset{(6,10)}{0,01} \Delta Witt_{t-1} \\
 & + \underset{(4,44)}{0,01} \Delta \Delta AT_t - \underset{(5,66)}{0,09} dum_{56-57} - \underset{(6,01)}{0,15} dum_{1960} \\
 & - \underset{(4,10)}{0,09} dum_{1983} - \underset{(3,40)}{0,07} dum_{2004}
 \end{aligned} \tag{38}$$

Zeitraum: 1955–2019; $\overline{R^2} = 0,83$; $DW = 2,15$; $AR(1) = 0,52$; $AR(4) = 0,57$; $AP(2001) = 0,59$

Auf einen Anstieg der Nachfrage nach Bauleistungen reagieren die Betriebe des Bauhauptgewerbes mit einer Ausweitung der Produktion. Da die Produktionskapazitäten kurzfristig nicht veränderbar sind, wird diese Produktionsausweitung zunächst bei bestehenden Kapazitäten vorgenommen, mit der Folge, dass der Auslastungsgrad steigt. Bleiben Nachfrage und Produktionsniveau über einen längeren Zeitraum hoch, werden die Betriebe allerdings ihre Produktionskapazitäten erweitern. Bei gegebener Produktion sinkt dann der Auslastungsgrad der Kapazitäten wieder. Wurde der Auslastungsgrad in der Ausgangssituation von den Unternehmen als optimal empfunden, so werden sie bestrebt sein, den Auslastungsgrad wieder auf dieses Niveau zurückzufahren, so dass der Anstieg von Nachfrage und Produktion langfristig keinen Einfluss auf den Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten hat. Produktion und Kapazitätsauslastungsgrad hängen somit kurzfristig sehr eng miteinander zusammen, langfristig sind sie hingegen unabhängig voneinander.

Um diese spezielle Dynamik des Auslastungsgrades zu erfassen, korreliert die Schätzgleichung Veränderungen des Auslastungsgrades im Bauhauptgewerbe in Prozentpunkten gemäß Umfragen des ifo Instituts mit prozentualen Veränderungen des Produktionsindex im Bauhauptgewerbe. Hinzu kommen Veränderungen der umfragebasierten Auftragseingänge und Kalendervariationen. Über den Schätzzeitraum von 1964 bis 2019 ergibt sich

$$\begin{aligned}
 \Delta cap_t = & \underset{(13,77)}{+0,34} \Delta x_t - \underset{(8,70)}{0,24} \Delta x_{t-2} + \underset{(4,34)}{0,12} \Delta x_{t-7} - \underset{(6,00)}{0,16} \Delta x_{t-8} \\
 & - \underset{(2,73)}{0,06} \Delta x_{t-10} + \underset{(6,24)}{0,01} \Delta A_t + \underset{(4,50)}{0,01} \Delta A_{t-3} - \underset{(6,81)}{0,01} \Delta AT_{t-1} \\
 & - \underset{(4,06)}{0,01} \Delta AT_{t-3} - \underset{(6,81)}{0,01} \Delta AT_{t-5} + \underset{(3,70)}{0,07} \Delta Witt_{t-1} + \underset{(4,59)}{0,09} \Delta Witt_{t-3} \\
 & + \underset{(2,53)}{0,01} dum_{89-92} + \underset{(3,65)}{0,04} dum_{2003}
 \end{aligned} \tag{39}$$

Zeitraum: 1964–2019; $\overline{R^2} = 0,89$; $DW = 2,31$; $AR(1) = 0,11$; $AR(4) = 0,37$; $AP(2000) = 0,40$

Die geschätzten Koeffizienten der Veränderungsraten der Industrieproduktion spiegeln die oben beschriebene Anpassungsdynamik. Danach erhöht beispielsweise eine Ausweitung der Bauproduktion um 1 Prozent den Auslastungsgrad im selben Jahr um 0,34 Prozentpunkte. Die deutliche Mehrauslastung wird dann offenbar rasch zum Anlass für Kapazitätserweiterungen genommen. Bereits im Folgejahr sinkt der Auslastungsgrad wieder um 0,24 Prozentpunkte. In den Jahren 7, 8 und 10 nach der Produktionsausweitung ergibt sich per Saldo ein weiterer leichter Rückgang um $0,12 - 0,16 - 0,06 = -0,1$ Prozentpunkte. Danach ist der Auslastungsgrad wieder auf seinem ursprünglichen Niveau; Steigerungen der Bauproduktion haben damit, wie im Rahmen der obigen theoretischen Überlegungen argumentiert, keinen langfristigen Einfluss auf den Auslastungsgrad.

Unterjährige Aktualisierung des bauwirtschaftlichen Modells

Die Modellgleichungen zur Prognose der bauwirtschaftlichen Größen basieren auf semi-strukturellen Zusammenhängen mehrerer wirtschaftlicher Größen und erlauben vor allem eine Prognose der mittelfristigen Entwicklung der Bauwirtschaft. Prognosen mit Fokus auf das laufende Kalenderjahr profitieren deutlich von der Nutzung aktueller unterjähriger Daten. Daher werden für die einzelnen bauwirtschaftlichen Größen zusätzlich autoregressive Modellgleichungen aufgestellt, welche die unterjährig veröffentlichten Datenpunkte berücksichtigen und so die Prognosen für das laufende Jahr verbessern. Zusätzlich erlaubt dies eine unterjährige Aktualisierung der mittelfristigen Prognose der Baupreise.

Als Aktualisierungszeitpunkte bieten sich Monate an, in denen nennenswerte neue Informationen über die wirtschaftliche Entwicklung verfügbar werden. Erster Aktualisierungszeitpunkt im Kalenderjahr ist hier der Mai, denn Ende Mai veröffentlicht das Statistische Bundesamt die detaillierten Ergebnisse der VGR für das erste Quartal. Wichtig für die Prognose der Baupreise ist hierbei die aktuelle Entwicklung der Lohnstückkosten im Baugewerbe (Tab. 7). Ebenso liegen für die umfragebasierten Daten des ifo Instituts die Ergebnisse der ersten fünf Monate vor, dies beinhaltet den Auslastungsgrad, die Witterungsbedingungen sowie den Auftragseingang im Bauhauptgewerbe. Eine zweite Aktualisierung der mittelfristigen Prognose kann im Oktober nach Veröffentlichung der Prognose der Gemeinschaftsdiagnose erfolgen. Die Veröffentlichung der Gemeinschaftsdiagnose stellt unter Berücksichtigung der detaillierten Ergebnisse der VGR für das zweite Quartal einen signifikanten Informationsfortschritt im Vergleich zum Frühjahr dar, da die Entwicklungen im ersten Halbjahr nun vorbehaltlich späterer Revisionen vollständig erfasst werden können. Die abschließende Aktualisierung innerhalb eines Kalenderjahres kann Ende November erfolgen, die Veröffentlichung der detaillierten VGR für das dritte Quartal erlaubt weitgehende Rückschlüsse für das laufende Kalenderjahr. Des Weiteren liegen die Umfrageergebnisse des ifo Instituts für das Bauhauptgewerbe bis einschließlich November vor, dies erlaubt auch hier eine sehr genaue Abbildung des laufenden Jahres.

Tab. 7: Verwendung aktueller Daten zur Prognose der bauwirtschaftlichen Modellvariablen im laufenden Kalenderjahr

Preis determinante	Monat	Letzter Datenstand
Lohnstückkosten im Baugewerbe	Mai	1. Quartal
	Okt.	2. Quartal
	Nov.	3. Quartal
Kapazitätsauslastung, Auftragseingänge und Witterungsbedingungen im Bauhauptgewerbe	Mai	Mai
	Okt.	Oktober
	Nov.	November
Baugenehmigungen	Mai	Februar
	Okt.	Juli
	Nov.	August

Quelle: Eigene Darstellung.

Eine Ausnahme stellt der Produktionsindex im Baugewerbe dar, zwar sind auch hier zeitnah unterjährige Daten verfügbar, jedoch hat sich gezeigt, dass externe Prognosen der realen Bauinvestitionen eine höhere Prognosegenauigkeit aufweisen, als einfache Modelle auf Basis unterjähriger Daten. Die Gemeinschaftsdiagnose veröffentlicht im April und Oktober entsprechende Prognosen, eine letzte Aktualisierung kann im November mit der Veröffentlichung der Prognosen des Sachverständigenrates erfolgen.

Analog verhält es sich mit den Baupreisen selbst. Grundsätzlich könnte die unterjährige Prognose mit unterjährig veröffentlichten Daten, etwa zum Baupreisindex oder zum Deflator der Bauinvestitionen aktualisiert werden. Stattdessen werden auch bei dieser Größe gleich externe Prognosen übernommen, nämlich von der Gemeinschaftsdiagnose bzw. vom Sachverständigenrat.

4.3 Prognose der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen

Für die Prognose der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen wird, außer bei den Zinsen, maßgeblich auf die Prognosen externer Institutionen zurückgegriffen. Dies gilt vor allem für den kurzfristigen Horizont, also die Prognose für das laufende und das nächste Kalenderjahr. Die mittelfristige Projektion (die Prognosejahre $t+2$ bis $t+5$) stützt sich hingegen sowohl auf externe Prognosen als auch eigene Prognosen mittels eines Fortschreibungsmodells.

Verwendete externe Prognosen und Beurteilung von deren Güte mittels historischer Prognosen

Kurzfristige und teilweise auch mittelfristige Prognosen gesamtwirtschaftlicher Größen werden regelmäßig von der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose, dem Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, der Deutschen Bundesbank, der Europäischen Kommission und dem Internationalen Währungsfonds veröffentlicht. Sie umfassen u. a. erwartete Werte für das allgemeine Preisniveau, das reale Bruttoinlandsprodukt, die gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten, die Arbeitslosenquote und die Importpreise. Die von spezialisierten Institutionen erstellten Prognosen weisen in der Regel eine hohe Prognosegüte auf.

Die Prognosegüte der verwendeten externen Prognosen soll hier exemplarisch für die Anstiegsrate des Deflators des Bruttoinlandsprodukts untersucht werden. Zu beachten ist, dass die verschiedenen Prognosen zu unterschiedlichen Zeitpunkten veröffentlicht werden. Die Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose erscheinen im April und im Oktober, während der Sachverständigenrat seine Prognose Mitte November vorstellt. Die EU-Kommission veröffentlicht ihre Prognosen im Mai und im November³⁷, die Deutsche Bundesbank jeweils einen Monat später. Aufgrund der unterschiedlichen Verfügbarkeit von langen Zeitreihen historischer Prognosen ergeben sich zu dem verschiedene Vergleichszeiträume für verschiedene Prognosehorizonte.³⁸ Der Sachverständigenrat und die Gemeinschaftsdiagnose veröffentlichen bereits seit 1964 bzw. 1966 Prognosen für den Deflator des Bruttoinlandsprodukts für das laufende und nächste Kalenderjahr. Eine Analyse über den Zeitraum von 1966 bis 2019, den Zeitraum, für den von beiden Institutionen Prognosen vorliegen, ergibt für das laufende Jahr im Median eine Abweichung des prognostizierten gesamtwirtschaftlichen Preisauftriebs vom realisierten Preisanstieg um 0,268 Prozentpunkte für die Sachverständigenratsprognose und um 0,323 Prozentpunkte für die Gemeinschaftsdiagnose (Tab. 8).

Da ein bloß zufälliger Unterschied zwischen diesen beiden Werten dem Test von Diebold und Mariano (1995) zufolge bei einem Signifikanzniveau von 5 Prozent ausgeschlossen wird, kann gefolgert werden, dass die Sachverständigenratsprognose für das laufende Jahr tatsächlich präziser ist; vermutlich wirkt sich hier der Informationsvorteil aufgrund des späteren Veröffentlichungstermins aus. Dieser Aspekt scheint aber für die Prognose des Preisauftriebs im folgenden Kalenderjahr keine Rolle mehr zu spielen; tatsächlich weichen die Preisauftriebsprognosen der Gemeinschaftsdiagnose mit im Median 0,434 Prozentpunkten sogar etwas weniger stark von den tatsächlichen Anstiegsraten ab als die des Sachverständigenrats mit 0,454 Prozentpunkten, statistisch besteht zwischen beiden allerdings kein signifikanter Unterschied.

³⁷ Die EU-Kommission hat den Veröffentlichungsrhythmus zuletzt erhöht, zusätzlich zur Mai und November Prognose erscheinen im Juli (seit 2019, September zwischen 2007 und 2011) und Februar (seit 2007) weitere Prognosen.

³⁸ Die unterschiedlichen Veröffentlichungszeitpunkte und damit Informationsstände haben beim Anstieg des Deflators des Bruttoinlandsprodukts zur Folge, dass Prognosen von Instituten mit frühen Veröffentlichungsterminen in den Jahren der Ölpreisschocks 1973 und 1979 teilweise sehr hohe Prognosefehler aufweisen. Um den Informationsnachteil der früher veröffentlichen Institutionen teilweise zu korrigieren, wird an dieser Stelle der Median der Prognosefehler verglichen, bei dem Ausreißer einen geringeren Einfluss haben.

Tab. 8: Güte der Prognosen für den Anstieg des Deflators des Bruttoinlandsprodukts verschiedener Institutionen

Zeitraum	Prognosezeitpunkt	Prognosehorizont	Gemeinschaftsdiagnose	Sachverständigenrat	EU-Kommission	Deutsche Bundesbank
1966 – 2019	Herbst	t+0	0,323	0,268**		
1967 – 2019	Herbst	t+1	0,434	0,454		
2000 – 2019	Frühjahr	t+0	0,241		0,139	
	Herbst	t+0	0,253	0,181	0,179	
2001 – 2019	Frühjahr	t+1	0,146		0,310	
	Herbst	t+1	0,201	0,296	0,209	
2002 – 2019	Herbst	t+2			0,498	
2014 – 2019 ¹	Frühjahr	t+0	0,266		0,236	0,227
	Herbst	t+0	0,098	0,166	0,132	0,170
2015 – 2019 ¹	Frühjahr	t+1	0,211	0,332	0,398	
	Herbst	t+1	0,166	0,273	0,212	0,229
2016 – 2019 ¹	Herbst	t+2	0,236		0,472	0,472

Anmerkung: Prognosegüte gemessen an der Wurzel des Medians der quadrierten Prognosefehler. Der Vergleich erfolgt anhand des Medians, um sehr hohen Prognosefehlern aufgrund unterschiedlicher Veröffentlichungszeitpunkte keinen Einfluss zugeben. Fett markiert ist der jeweils geringste Prognosefehler. ¹Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers, aufgrund geringer Beobachtungszahl. ** Prognose gemessen am 5 Prozent-Signifikanzniveau des Diebold-Mariano-Tests signifikant besser als Referenzprognose der Gemeinschaftsdiagnose.

Quelle: Deutsche Bundesbank, Europäische Kommission, Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrat, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Im Zeitraum ab dem Jahr 2000 können die Prognosen der EU-Kommission mit in den Vergleich aufgenommen werden. Da die Kommission wie die Gemeinschaftsdiagnose auch im Frühjahr eine Prognose vorlegt, können nun Frühjahrsprognosen miteinander verglichen werden. Tatsächlich weist die Kommissionsprognose für den Preisauftrieb im laufenden Jahr sowohl im Frühjahr als auch im Herbst im Median die geringsten Prognosefehler auf, statistisch sind die Unterschiede allerdings nicht signifikant und auch numerisch unterscheiden sich die Fehler von Kommissions- und Sachverständigenratsprognose praktisch nicht. Abermals wirkt sich bei der Prognose für das laufende Jahr für die Gemeinschaftsdiagnose der Informationsnachteil des früheren Veröffentlichungstermins in leicht höheren Prognosefehlern aus. Bei der Prognose für das Folgejahr ist dieser jedoch nicht mehr relevant, hier hat die Gemeinschaftsdiagnose sogar den geringsten Fehler; auch in diesem Fall ist der Unterschied statistisch jedoch nicht signifikant.³⁹

³⁹ Auffällig ist, dass die Prognosefehler bei der Gemeinschaftsdiagnose und beim Sachverständigenrat im Untersuchungszeitraum von 2000 - 2019 deutlich geringer sind als im oben betrachteten Zeitraum 1966 – 2019; bei der Gemeinschaftsdiagnose beträgt er im späteren Teilzeitraum weniger als die Hälfte des Fehlers im Gesamtzeitraum. Hier schlägt sich offenbar die deutliche Beruhigung der Inflationsentwicklung, die sich seit den 1970er Jahren ergeben hat, nieder. Dieser Strukturbruch in den mitt-

Es lässt sich festhalten, dass für die verwendeten Prognosen, die über das laufende Kalenderjahr hinausgehen, kein statistisch signifikanter Unterschied zwischen den Institutionen festzustellen ist.⁴⁰ Die Auswahl kann demnach allein danach erfolgen, welche Prognosen zum gewählten Berechnungszeitpunkt der Mittelfristprojektion für die Baupreise gerade vorliegen. Um diese bestmöglich auszunutzen, bietet sich die Kombination der Einzelprognosen zu einer Gesamtprognose an. Diese Kombination wird für die Mittelfristprojektion der Baupreise so gestaltet, dass die Veröffentlichungstermine der externen Prognosen optimal genutzt werden und die Gesamtprognose unterjährig nach Veröffentlichung neuer Prognosen aktualisiert wird.

Nutzung mehrerer externer Prognosen für dieselbe gesamtwirtschaftliche Größe

Bei der Verfügbarkeit mehrerer Prognosen für eine Zielgröße stellt sich die Frage, ob eine Quelle anderen überlegen ist oder welche Kombination von Prognosen optimal ist. Um Prognosen vergleichen zu können, muss zunächst eine Verlustfunktion definiert werden, mit der die Abweichungen von Prognosen und tatsächlichen Werten zu bewerten ist. Eine der meistverwendeten Verlustfunktionen ist der Mittelwert der Summe der quadratischen Prognosefehler (Mean Squared Prediction Error - MSPE). Aufgrund der quadratischen Berücksichtigung der Prognosefehler ist es zum einen irrelevant, ob die Prognose ober oder unterhalb der Zielgröße liegt, zum anderen wiegen größere Prognosefehler schwerer. Über einen Vergleichszeitraum kann zunächst für jede zu vergleichende Prognose ein Verlustwert berechnet werden. Der numerische Vergleich dieser Werte bietet bereits einen ersten Aufschluss über die Prognosegüte, jedoch kann damit keine Aussage getroffen werden, ob eine Prognose einer anderen statistisch signifikant überlegen ist. Statistische Tests wie der Test von Diebold und Mariano (1995) ermöglichen es, mehrere Prognosen hinsichtlich statistisch signifikanter Überlegenheit zu untersuchen.

Mit Blick auf die Gewichte, mit denen die Einzelprognosen in die Prognosekombination einfließen sollen, zeigt die obige Analyse keine statistisch signifikanten Differenzen der Güte der verschiedenen Prognosen. Dies spricht für eine Gleichgewichtung. Auf Basis der historischen Prognosefehler geschätzte Wägungsanteile zeigen häufig keinen Mehrwert gegenüber einer einfachen Gleichgewichtung (Elliott und Timmermann 2016, S. 320ff.).⁴¹ Dies zeigte sich auch für die hier untersuchten Prognosen. In die kurzfristige Prognose der gesamtwirtschaftlichen Treibergrößen der Baupreise gehen daher die jeweils verfügbaren Prognosen der genannten Institutionen mit gleichen Gewichten, also als einfacher Durchschnitt, ein.

Die Erkenntnisse der empirischen Auswertung der historischen Prognosefehler für den Deflator des Bruttoinlandsprodukts haben sich in weiteren Analysen auch für die weiteren gesamtwirtschaftlichen Größen bestätigt: keine externe Prognose ist signifikant einer anderen überlegen. Daher werden bei der Verwendung der externen Prognosen stets alle verfügbaren Prognosen verschiedener Institutionen gleichgewichtig kombiniert.

leren Prognosefehlern, der sich beim Preisauftrieb recht präzise auf das Jahr 1972 festlegen lässt, wird unten bei der rechnerischen Erfassung der Unsicherheit der externen Prognosen zu berücksichtigen sein.

⁴⁰ Ab Untersuchungsjahr 2014 wird die Deutsche Bundesbank mit in den Vergleich aufgenommen, der Vergleich erfolgt aufgrund der geringen Beobachtungsanzahl nun auf dem Mittelwert der Prognosefehler, nicht anhand des Medians.

⁴¹ Zurückzuführen ist dies zum einen auf den nicht unbedeutenden Schätzfehler der Wägungsanteile in kleinen Beobachtungstichproben, zum anderen sind die Einzelprognosen meist stark positiv miteinander korreliert und die Schätzer entsprechend unpräzise. Vgl. Smith und Wallis (2009).

Berücksichtigung der Unsicherheit der externen Prognosen

Die Unsicherheit der externen Prognosen lässt sich anhand von deren historischen Prognosefehlern abschätzen. Für den kurzfristigen Prognosehorizont (laufendes und nächstes Kalenderjahr) liegen von der Gemeinschaftsdiagnose und vom Sachverständigenrat für das allgemeine Preisniveau, das reale Bruttoinlandsprodukt, die Arbeitslosenquote, das reale verfügbare Einkommen der privaten Haushalte und den Deflator der Importe lange Reihen von Prognosen vor. Zur Ermittlung der Prognoseunsicherheit dient der Zeitraum von 1970 bis 2019. Die längste Datenhistorie für mittelfristige Prognosen weist der Internationale Währungsfonds auf, dessen Prognosen für das reale Bruttoinlandsprodukt und den Verbraucherpreisindex mit einem Prognosehorizont von 5 Jahren im Jahr 1990 beginnen, die Gemeinschaftsdiagnose veröffentlicht seit dem Jahr 2010 mittelfristige Projektionen.⁴²

Abb. 27 zeigt die statistische Verteilung der Fehler der externen Prognosen wie sie im hier vorgelegten mittelfristigen Prognoseansatz für die Baupreise verwendet werden, nämlich in gleichgewichteter Kombination aller verfügbaren externen Prognosen. Dargestellt sind die Fehlerverteilungen für die sechs wichtigsten im Prognosemodell verwendeten gesamtwirtschaftlichen Größen, wobei mittelfristige Prognosen nur für das reale Bruttoinlandsprodukt und für den Deflator des Bruttoinlandsprodukts vorhanden sind. Erwartungsgemäß zeigt sich, dass für alle Größen der betragsmäßige Prognosefehler mit dem Prognosehorizont zunimmt, wodurch die Verteilung breiter erscheint.

Die konzentrierteste Verteilung und damit die geringste Fehlervarianz weisen die Prognosen für die Änderungsrate des Deflators des Bruttoinlandsprodukts auf. Diese Fehlerverteilung ist im Falle der Prognose für das laufende Jahr, dargestellt in Säulen, leicht linksschief, d. h. die Änderungsrate des allgemeinen Preisniveaus wird in der kurzen Frist typischerweise unterschätzt. In der mittleren Frist ist diese Verteilung annähernd symmetrisch. Ebenfalls leicht linksschiefe Fehlerverteilungen weisen die Prognosen für die Arbeitslosenquote und für die gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten auf. Ihre Prognosefehler fallen jedoch vor allem im Vergleich zu den Prognosefehlern des Deflators für Importe gering aus. Diese haben die größte Varianz, was wohl vor allem auf die starken Schwankungen des Weltmarktpreises für Rohöl und der Wechselkurse zurückzuführen sein dürfte.⁴³

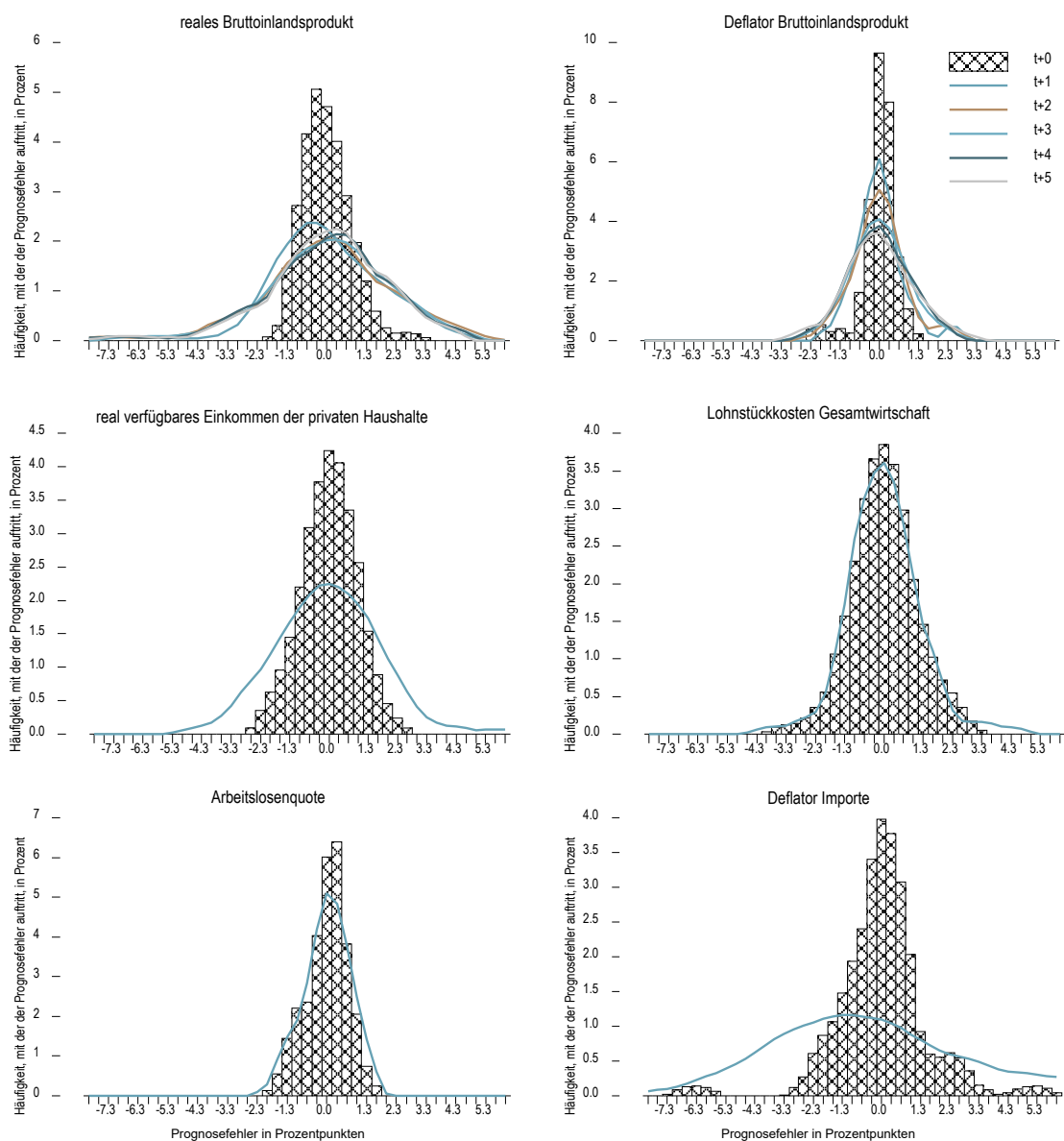
Die Fehlerverteilung der Änderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts weist für alle Prognoseschritte bis auf einen eine leicht rechtsschiefe Verteilung auf, was auf eine tendenzielle Überschätzung des Anstiegs hinweist. Dahinter dürften vor allem nicht prognostizierte wirtschaftliche Einbrüche, wie die durch die Covid-Pandemie oder durch die globale Finanzkrise ausgelösten Rezessionen, stehen; hinzu mag auch kommen, dass der Rückgang des Potentialwachstums nicht hinreichend von den externen Institu-

⁴² Liegt für eine Größe oder für eine Institution die Prognose erst zu einem späteren Zeitpunkt als für das Jahr 1970 vor, so werden die „fehlenden“ Prognosewerte durch Prognosen auf der Basis autoregressiver Modelle ergänzt, deren Prognosefehlervarianz so angepasst wird, dass sie der Prognosefehlervarianz der externen Prognosen entspricht, die sie ergänzen sollen. Ziel ist es, einen kompletten, über 50 Jahre zurückreichenden Datensatz an „historischen“ Fehlern externer Prognosen zu bekommen, mit dem sich zuverlässig beurteilen lässt, wie zum einen die Fehler verschiedener Institutionen für dieselbe Größe und zum anderen die Fehler für die verschiedenen gesamtwirtschaftlichen Größen miteinander zusammenhängen, d. h. ob sie sich gegenseitig eher ausgleichen oder verstärken. Dies ist für eine belastbare Abschätzung der Prognoseunsicherheit des Gesamtansatzes wichtig. Ein Vergleich der autoregressiven Prognosen mit den ihren „echten“ Gegenstücken ergab, dass erstere nach Anpassung der Höhe der Prognosefehlervarianz akzeptable Approximationen liefern, insbesondere mit Blick auf die Korrelation der Größen und Institutionen untereinander.

⁴³ Zur besseren Vergleichbarkeit der Prognosefehler wurde daher in Abb. 27 die Verteilung der Prognosefehler für den Deflator der Importe abgeschnitten und auf dieselbe x-Achse der anderen externen Prognosen begrenzt. In der vollständigen Darstellung reichen die Prognosefehler von -13 Prozentpunkte bis +22 Prozentpunkte.

tionen vorausgesehen wird (Orphanides 2003). Die Ausnahme ist die Prognose für das nächste Kalenderjahr, die linksschief ist; offenbar wird das Ausmaß der Erholung nach einer Rezession regelmäßig von den Prognostikern unterschätzt. Interessanterweise findet sich dieses Muster der Fehlerverteilungen nicht in den Fehlerverteilungen für die Prognosen für den Anstieg der real verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte. Offenbar schirmen die „automatischen fiskalischen Stabilisatoren“ sowie aktive Stützungsmaßnahmen der Finanzpolitik die Haushaltseinkommen effektiv vor den Folgen wirtschaftlicher Einbrüche ab.

Abb. 27: Verteilung der Prognosefehler externer Prognosen für ausgewählte gesamtwirtschaftliche Größen



Anmerkungen: Verteilung der Prognosefehler basierend auf der stochastischen Simulation (10.000 Replikationen) der gleichgewichteten Kombination der verfügbaren externen Prognosen. Dargestellt sind die Prognosefehler der Änderungsraten in Prozentpunkten, mit Ausnahme der Arbeitslosenquote, hier beziehen sich die Prognosefehler auf das Niveau.

Quelle: Europäische Kommission, Internationaler Währungsfonds, Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrat, eigene Berechnungen.

Fortschreibung der gesamtwirtschaftlichen Größen über den mittelfristigen Prognosehorizont

Für das reale Bruttoinlandsprodukt und für den gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb liegen externe Prognosen über den gesamten Prognosehorizont vonseiten der Gemeinschaftsdiagnose und des Internationalen Währungsfonds vor. Für die übrigen gesamtwirtschaftlichen Größen ist dies nicht der Fall. Um die Prognosen für diese Größen über den mittleren Prognosezeitraum zu erhalten, wurde ein kompaktes Fortschreibungsmodell entwickelt. Es beschreibt den erwarteten gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb, die gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten und die gesamtwirtschaftliche Arbeitslosenquote. In Ergänzung zu den externen Prognosen wurde außerdem ein Teilmodell für den tatsächlichen gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb entwickelt.

Grundüberlegung bei diesem mittelfristigen Prognosemodell ist, dass die mittelfristigen Inflationserwartungen in Deutschland durch die Obergrenze für den Preisauftrieb, den die EZB bei der Marke von zwei Prozent festgelegt hat, klar definiert sind (Deutsche Bundesbank 2015). Diese „Verankerung“ der Inflationserwartungen hat zur Folge, dass der jeweils für das Folgejahr erwartete gesamtwirtschaftliche Preisauftrieb sich an dem langfristig erwarteten – und dem „EZB-Ziel“ entsprechenden – Wert orientieren dürfte und in dessen Richtung konvergiert. Dadurch ist es möglich, belastbare längerfristige Prognosen für den gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb und für die von diesem bestimmten nominalen gesamtwirtschaftlichen Größen zu erstellen. Details zu dem Modell finden sich in Anhang A.5. Eine Modellgleichung für die Zinsentwicklung wird im Folgeabschnitt gesondert beschrieben.

Da sich für die andere wichtige gesamtwirtschaftliche Größe, das reale Bruttoinlandsprodukt, ein solcher Anker nicht ohne weiteres finden lässt, wurde bei dieser Größe von einer Modellierung zum Zwecke der Mittelfristprognose abgesehen. Sie wird stattdessen nicht nur ergänzend, wie dies bei den Preisgrößen der Fall ist, sondern vollständig aus externen Prognosen übernommen.

Ableitung der Prognose für das gesamtwirtschaftliche Umfeld

Die mittelfristige Prognose der Baupreise soll unterjährig mehrfach aktualisierbar sein. Hierzu bieten sich Zeitpunkte an, zu denen nennenswerte neue Informationen über die wirtschaftliche Entwicklung verfügbar werden. Erster Aktualisierungszeitpunkt für das vorliegende Prognosemodell im Kalenderjahr ist der Mai, zu diesem Zeitpunkt liegen die Prognosen der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose und der Europäischen Kommission vor, diese erlauben eine Aktualisierung der Erwartungen für mehrere Preisgrößen in der kurzen und mittleren Frist. Eine zweite Aktualisierung der mittelfristigen Prognose kann im Oktober nach Veröffentlichung der Prognose der Gemeinschaftsdiagnose erfolgen. Die Veröffentlichung der Gemeinschaftsdiagnose stellt unter Berücksichtigung der detaillierten Ergebnisse der VGR für das zweite Quartal einen signifikanten Informationsfortschritt im Vergleich zum Frühjahr dar, da die Entwicklungen im ersten Halbjahr nun vorbehaltlich späterer Revisionen vollständig erfasst werden können. Die abschließende Aktualisierung innerhalb eines Kalenderjahres kann Ende November erfolgen, die Veröffentlichung der detaillierten VGR für das dritte Quartal erlaubt weitgehende Rückschlüsse für das laufende Kalenderjahr, zudem können die Erwartungsgrößen um Prognosen des Sachverständigenrates und der Europäischen Kommission ergänzt werden.

Tab. 9 gibt eine Übersicht über die ausgewählten Prognosen und ihre Kombination für die maßgeblichen gesamtwirtschaftlichen Größen. Grundsätzlich werden stets die aktuellsten verfügbaren externen Prognosen zur Prognose kombiniert. Kurzfristig wird dabei stets auf externe Prognosen gesetzt, in der mittlere-

ren Frist mangelt es, wie oben angesprochen, an Prognosen für einige Modellvariablen, hier wird dann auf eigene Modelle zur Fortschreibung zurückgegriffen. So kann für die Prognose des Deflators des Bruttoinlandsprodukts, die im Mai berechnet werden, auf Prognosewerte für den Anstieg des Deflators aus den Frühjahrsprognosen der Gemeinschaftsdiagnose und der EU-Kommission zurückgegriffen werden, unabhängig davon, ob es sich um die Prognose für das laufende Jahr oder die für das Folgejahr handelt.

Tab. 9: Verwendung von Prognosen externer Institutionen für die exogenen Größen des Baupreisprognosemodells

Preiseterminante	Monat	Prognosehorizont					
		t+0	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
P r e i s a u f t r i e b							
Deflator Bruttoinlands- produkt	Mai	GD, EU			GD, IWF*		
	Okt.	GD			GD, IWF*		
	Nov.	SVR, EU		GD, EU, IWF*		GD, IWF*	
Deflator Bruttoinlands- produkt Eurozone	alle	EU			Modell		
Deflator Importe	Mai, Okt.	GD			Modell		
	Nov.	SVR					
Gesamtwirtschaftliche Lohnstückkosten	Mai	EU		GD		Modell	
	Okt.	GD					
	Nov.	SVR, EU					
R e a l w i r t s c h a f t l i c h e u n d d e m o g r a p h i s c h e G r ö ß e n							
Reales Bruttoinlands- produkt	Mai	GD, EU, IWF			GD, IWF		
	Okt.	GD, IWF					
	Nov.	GD, SVR, EU, IWF			GD, IWF		
Arbeitslosenquote	Mai, Okt.	GD			Modell		
	Nov.	SVR					
Real verf. Einkommen der priv. Haushalte	Mai, Okt.	GD			Modell		
	Nov.	GD, SVR					
Bevölkerung und Altersstruktur	alle	Statistisches Bundesamt: Koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung					
Kapitalmarktzinsen	alle	Modell					

Anmerkungen: Im Aktualisierungsmonat Mai werden jeweils die Prognosen aus den Frühjahrsveröffentlichungen der angegebenen Institutionen verwendet, im Oktober und November die entsprechenden Prognosen aus den Herbstveröffentlichungen. Mit Ausnahme des Deflators des realen Bruttoinlandsprodukts für die Eurozone bezeichnen die exogenen Größen Daten für Deutschland. *Prognosen der Verbraucherpreise.
Quelle: Eigene Darstellung.

Beim Start der Prognose im Oktober, liegt bereits das Herbstgutachten der Gemeinschaftsdiagnose vor und kann daher ausgewertet werden. Startet die Prognose dagegen erst im November, so stellen die Veröffentlichungen des Sachverständigenrats und der EU-Kommission die aktuelleren Prognosen zur Verfügung, daher fußt die Prognose dann für die Jahre $t+0$ und $t+1$ auf den Prognosen dieser Institutionen. Die Prognosen der gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten sind in der kurzen Frist analog zum Deflator des Bruttoinlandsprodukts aufgebaut. Mittelfristige Prognosen sind jedoch von externen Institutionen nicht verfügbar, hier erfolgt dann ein Rückgriff auf eigene Modellgleichungen.

4.4 Prognose der Kapitalmarktzinsen

Von zentraler Bedeutung für die Entwicklung der Nachfrage nach Baunachfrage, des Auslastungsgrades der Produktionskapazitäten und somit mittelbar der Baupreise ist das Zinsniveau. Dieses ist in der vergangenen Dekade dramatisch gesunken. Lag die Rendite von Bundesanleihen mit 9-10-jähriger Restlaufzeit, die als repräsentativ für die Verzinsung einer risikolosen langfristigen Kapitalanlage gilt, direkt vor der globalen Finanzkrise im Juni 2008 noch bei 4,5 Prozent, so betrug sie im Durchschnitt des Jahres 2020 nur noch -0,5 Prozent. Gemäß dem bauwirtschaftlichen Modellteil dürfte die Hochkonjunktur der Bauwirtschaft und der deutliche Anstieg der Baupreise in den vergangenen Jahren maßgeblich auf diesen Zinsrückgang zurückzuführen sein. Angesichts der Bedeutung der Zinsen für die mittelfristige Prognose der Baupreise, wäre es wünschenswert, die Entwicklung der Zinsen im Rahmen des mittelfristigen Prognosemodells zumindest in der Bewegungsrichtung teilweise antizipieren zu können.

In der öffentlichen Diskussion wird der Zinsrückgang vor allem auf die seit Jahren als sehr expansiv wahrgenommene Geldpolitik der EZB zurückgeführt. Bei einer über viele Jahre zu expansiven Geldpolitik wäre allerdings zu erwarten, dass sich der gesamtwirtschaftliche Preisauftrieb beschleunigt und die Inflationserwartungen kräftig steigen. Beides lässt sich empirisch weder für die Eurozone insgesamt noch für Deutschland beobachten (Weidmann 2019). Vielmehr liegt der Preisauftrieb im Euroraum seit Jahren deutlich unter dem vom EZB-Rat verfolgten Ziel einer „Inflationsrate, die auf mittlere Sicht unter, aber nahe 2 Prozent“ liegt. Eine mögliche Erklärung, der hier gefolgt wird, besteht darin, dass sich das Gleichgewicht am gesamtwirtschaftlichen Kapitalmarkt in den vergangenen Jahren nachhaltig verschoben hat, da weniger (Investitions-) Kapital nachgefragt und gleichzeitig mehr Ersparnisse angeboten werden, mit der Folge, dass der gleichgewichtige oder „natürliche“ Zins heute geringer ist als in früheren Dekaden. Um ihr Inflationsziel einzuhalten, bleibt der EZB unter diesen Umständen nichts Anderes übrig als den Rückgang des (unbeobachtbaren) natürlichen Zinses mit ihrer Zins- und Geldpolitik nachzuvollziehen. Dass sie ihr Inflationsziel seit Jahren „unterschießt“ ist dieser Sichtweise zufolge ein Indiz dafür, dass ihr dies bislang nicht vollständig gelungen ist.⁴⁴

⁴⁴ Dieser Erklärung des Zinsrückgangs mit realwirtschaftlichen Faktoren steht die „Finanzzyklus“-Perspektive von Borio (2014) und Juselius et al. (2017) gegenüber. Ihrer Sichtweise zufolge ist der Anstieg der privaten Sparneigung und der Rückgang der privaten Investitionen, auf den die Notenbanken ab 2008 mit starken Zinssenkungen reagiert haben, eine Reaktion auf den Konsum- und Investitionsboom, der der globalen Finanzkrise voran ging und der seinerseits aus einer zu expansiven Geldpolitik zusammen mit einer zu laxen Finanzmarktregulierung resultierte. Die derzeitige expansive Haltung der Notenbanken ist danach genau die „falsche Medizin“, weil sie einen neuen Finanzzyklus in Gang setzen könnte; vgl. Neyer (2020). Die Ursachen für den Rückgang der Zinsen sind derzeit Gegenstand intensiver Forschung. Einen Überblick über den Stand und die wirtschaftspolitischen Aspekte geben Fuest und Wollmershäuser (2020) sowie Fratzscher und Kriwoluzky (2020).

Modellhaft lässt sich dieses Argument anhand einer geldpolitischen Regel vom Taylor-Typ verdeutlichen, die vielfach zur Beschreibung der Geldpolitik herangezogen wird (Brand und Mazelis 2019, Clarida et al. 1999). Folgt die Notenbank einer solchen Regel, so passt sie das nominale Zinsniveau i_t so an, dass der Realzins $r_t = i_t - E_t \Delta q_{t+1}$ beispielsweise bei einem Anstieg der Inflationserwartungen $E_t \Delta q_{t+1}$ über das Inflationsziel Δq^* hinaus, über den natürlichen Realzins r_t^* steigt. Ein Realzins jenseits seines natürlichen Niveaus bedeutet, dass Kredite mit einer höheren Rate zu verzinsen sind als das aufgenommene Kapital damit an Erträgen zu erwirtschaften vermag und dies dämpft entsprechend die Investitionstätigkeit und bremst Konjunktur und Preisauftrieb. Bei einem Zurückbleiben der Inflationserwartungen hinter dem Zielwert senkt die Notenbank analog den Realzins unter sein natürliches Niveau. Die entsprechende Taylor-Regel hat vereinfacht die Form⁴⁵

$$i_t = r_t^* + \Delta q^* + \beta(E_t \Delta q_{t+1} - \Delta q^*) \quad \beta > 1, \quad (40)$$

In der Vergangenheit wurde implizit häufig unterstellt, dass der natürliche Zins eine unveränderliche Konstante ist ($r_t^* = \overline{r^*}$). Ein im Vergleich zum langjährigen Durchschnitt niedriges Zinsniveau, wie es spätestens seit dem Jahr 2010 in Deutschland, aber in auch in vielen anderen Ländern und nicht nur der Eurozone, zu beobachten ist, wäre demnach ein klares Indiz für eine expansive Ausrichtung der Geldpolitik. Dagegen spricht allerdings, wie oben argumentiert, der fehlende gesamtwirtschaftliche Preisauftrieb und die fehlenden Inflationserwartungen. Bei zielkonformen oder sogar den Zielwert „unterschießenden“ Inflationserwartungen ($E_t \Delta q_{t+1} \leq \Delta q^*$) muss gemäß der Regel (40) der Rückgang des nominalen und realen Zinsniveaus auf eine Abnahme des natürlichen Zinses zurückzuführen sein.

Als maßgebliche Ursache für dessen Rückgang werden in der Literatur u. a. demographische Trends identifiziert (Papetti 2019, Brand et al. 2018, Favero et al. 2016). So sind in den Industrieländern in den vergangenen Jahren die Jahrgänge, die vor dem „Pillenknick“ Mitte der 1960er Jahre geboren wurden, in die letzte Phase ihres Erwerbslebens eingetreten, in der typischerweise Ersparnisse für die Ruhestandsphase gebildet werden. Da diese Jahrgänge geburtenstark waren, sich zudem die erwartete Ruhestandsphase aufgrund der gestiegenen Lebenserwartung bei nur wenig gestiegenem Renteneintrittsalter verlängert hat und außerdem das Rentenniveau umlagefinanzierter Rentenversicherungssysteme aufgrund schwächer besetzter Nachfolgejahrgänge mittelfristig sinken dürfte, drängen nun erhebliche private Ersparnisse auf die Kapitalmärkte. Gleichzeitig benötigt eine Gesellschaft, deren Arbeitskräftepotential – und perspektivisch auch Wohnbevölkerung – in den kommenden Jahren demographisch bedingt schrumpfen werden, absehbar weniger Kapital als zuvor. Beide Trends lassen die Kurswerte steigen und die Renditen fallen.⁴⁶

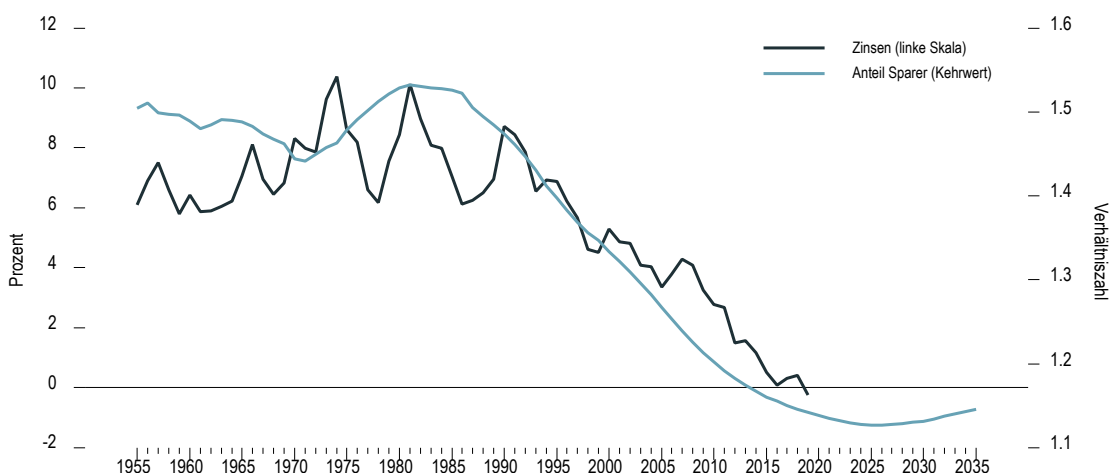
⁴⁵ In der Literatur wird die Argumentation häufig nur auf das kurzfristige Zinsniveau angewandt, da dieses unter der direkten Kontrolle der Notenbank ist. Smith und Taylor (2009) zeigen, dass das Prinzip auch auf die Kapitalmarktzinsen übertragen werden kann.

⁴⁶ Die Ursachen für den Rückgang der Zinsen sind derzeit Gegenstand intensiver Forschung. Neben der demographischen Entwicklung kommt wohl weiteren Faktoren eine Bedeutung zu, vgl. Brand et al. (2018). So spielen aus weltweiter Perspektive der allgemeine Abbau der privaten Verschuldung nach der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 sowie eine verminderte Risikobereitschaft der Anleger eine Rolle; letztere zum Teil aufgrund erhöhter regulatorischer Sicherheitsanforderungen im Zuge von Reformen der Finanzmarktregulierung. Einige Autoren argumentieren auch mit dem starken Rückgang der relativen Preise von Maschinen und anderen mobilen Kapitalgütern, durch die das Investitionsvolumen und damit die Nachfrage nach Kapital gesunken sein könnte. Auch eine zunehmend ungleichere Einkommensverteilung könnte eine Rolle spielen, da die Sparneigung mit dem Einkommensniveau steigt. Auch die – wohl auch demographisch bedingt – hohe Sparneigung in China und in einigen Rohstoffförderländern könnte von Bedeutung sein.

Für die Modellierung dieses demographischen Effekts auf das Zinsniveau wird auf Erkenntnisse von Brenke und Pfannkuche (2018, Tabelle 3) auf der Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2013 (Statistisches Bundesamt 2016) zurückgegriffen. Danach sparen private Haushalte, deren Haushaltsvorstand zwischen 24 und 64 Jahren alt ist durchschnittlich rund 20 Prozent ihres verfügbaren Einkommens, während jüngere Personen, die häufig noch in der Ausbildung sind, sowie Rentner und Pensionäre weniger als 10 Prozent zurücklegen. Der Anteil der potentiell sparenden Haushalte an der Erwerbsbevölkerung – bei der näheren Analyse ergab sich, dass diese durch Haushalte, deren Vorstand zwischen 31 bis 65 Jahren alt ist, noch treffgenauer beschrieben werden⁴⁷ – sollte also gemäß der obigen Überlegungen einen Einfluss auf das Zinsniveau haben, was Abb. 28 empirisch tatsächlich nahe legt. Entsprechend wird im Folgenden in der ökonometrischen Spezifikation für die geldpolitische EZB-Regel (40) versucht, die Entwicklung des natürlichen Zinsniveaus durch diesen Anteil zu approximieren.

Bei der ökonometrischen Umsetzung ist zu berücksichtigen, dass es eine für alle Länder der Eurozone gemeinsame, von der EZB gestaltete Geldpolitik erst seit 1999 gibt. Zuvor wurde die Zinspolitik für Deutschland von der Deutschen Bundesbank verantwortet, die sich dabei naturgemäß anders als die EZB nicht an den gesamtwirtschaftlichen Daten für die Eurozone orientierte, sondern an denen für Deutschland – wenn auch im Großen und Ganzen nach denselben geldpolitischen Prinzipien wie die EZB (Clausen und Meier 2005). Um gleichwohl bei der Schätzung der Regel auf lange Zeitreihen zurückgreifen zu können, ohne die demographische Effekte aufgrund ihrer nur geringen kurzfristigen Dynamik nicht identifiziert werden können, werden die Zeitreihen für die Inflationserwartungen und den demographischen Effekt im Euroraum (*EWU*) im Jahr 1999 mit den Daten für Deutschland zurück verkettet.

Abb. 28: Kapitalmarktzinsen und Erwerbsbevölkerungsanteil potentieller „Sparer“ in Deutschland bzw. im Euroraum 1955-2035



Anmerkung: Zinsen - Rendite von Bundesanleihen mit 9-10-jähriger Restlaufzeit (1977-2020), davor Umlaufrendite von Bundesanleihen. Anteil Sparer: Kehrwert des Verhältnisses von Personen zwischen 31 und 65 Jahren zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (16 - 65 Jahre); bis zum Jahr 1998 Daten für Deutschland, für die Zeit danach mit Daten für die Eurozone verkettet.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Deutsche Bundesbank; eigene Berechnungen

⁴⁷ Diese Präzisierung kann durchaus im Einklang mit den Ergebnissen von Brenke und Pfannkuche (2018) stehen, da diese die Sparquote der Kohorte der 24- bis 64-Jährigen insgesamt betrachten.

Der Kapitalmarktzinssatz ist allerdings durchgängig die Rendite deutscher Bundesanleihen mit 9- bis 10-jähriger Restlaufzeit, die unter der geldpolitischen Regie der EZB weiterhin als Referenz für den risikolosen langfristigen Zins gilt.

Aufgrund der erhöhten Unsicherheit hinsichtlich weiterer Einflussfaktoren des natürlichen Zinsniveaus wird auf die Modellierung des Niveaus der Zinsen verzichtet und stattdessen auf dessen Änderung gegenüber dem Vorjahr fokussiert. Die Schätzung über den Zeitraum von 1959 bis 2019 ergibt

$$\Delta i_t = \underset{(4,78)}{0,35} (E_t \Delta q_{t+1}^{EWU} - E_{t-2} \Delta q_{t-1}^{EWU}) - \underset{(2,51)}{0,39} \Delta \Omega_{t-4}^{EWU} . \quad (41)$$

Zeitraum: 1959–2019; $\bar{R}^2 = 0,32$; $DW = 2,08$; $AR(1) = 0,49$; $AR(4) = 0,22$; $AP(1974) = 1,00$

Dabei steht q_t^{EWU} wie gehabt für das gesamtwirtschaftliche Preisniveau, allerdings ab 1999 für das des Euroraums und Ω_t^{EWU} für den Anteil der 31- bis 65-Jährigen an der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter im Euroraum bzw. in Deutschland. Wenig überraschend, vermag eine solche einfache Gleichung nur einen vergleichsweise geringen Teil der jährlichen Schwankungen der Zinsen im Stützzeitraum zu beschreiben – im vorliegenden Fall sind es gerade einmal 32 Prozent. Es gelingt ihr allerdings, den langfristigen Trend der Zinsen recht gut zu erfassen, was sich auch daran zeigt, dass die Gleichung dem *AP*-Test zufolge keinen Strukturbruch aufweist. Damit dürfte sie trotz ihrer eher geringen Erklärungskraft für die mittelfristige Prognose der Baupreise hilfreich sein.

Mit Blick auf die konkrete Prognose der Baupreise bis zur Mitte der laufenden Dekade, die in Abschnitt 7 unten abgeleitet wird, sei auf die Dynamik des Bevölkerungsanteils der potentiellen Sparer im Euroraum, Ω_t^{EWU} , am aktuellen Rand hingewiesen. Den der vorstehenden Abbildung zugrundeliegenden Bevölkerungsdaten und -vorausschätzungen der Vereinten Nationen zufolge hat sich deren Anstieg in den vergangenen Jahren bereits stark verlangsamt und wird bis Mitte der Dekade ganz zum Ende kommen. Von daher ist über die mittlere Frist mit einer Stabilisierung der Kapitalmarktzinsen zu rechnen, wenn auch auf einem sehr niedrigen, möglicherweise weiterhin negativen Niveau, so dass von dieser Seite die Anregungen für die Nachfrage nach Bauleistungen langsam auslaufen werden.

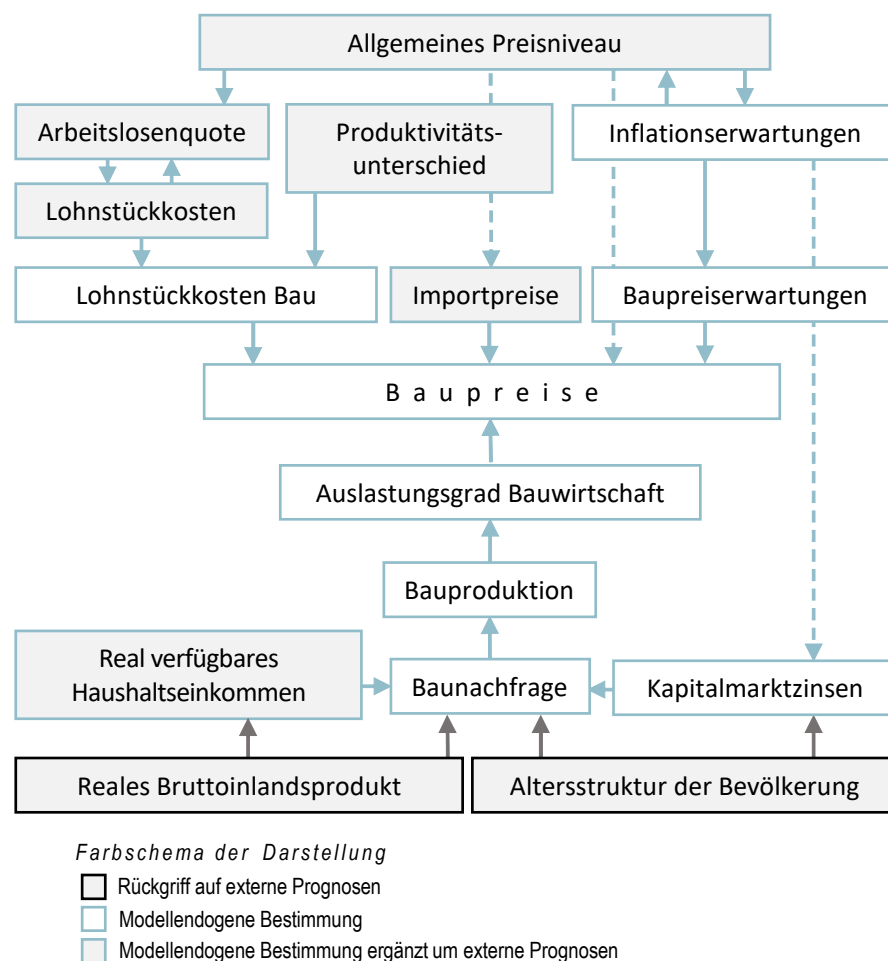
4.5 Wirkungszusammenhänge im Gesamtansatz

Für die praktische Arbeit mit dem Prognoseansatz ist es zweckmäßig zu wissen, welche der zahlreichen Größen die maßgeblichen Treiber der Baupreise sind, welchen quantitativen Einfluss sie entfalten und mit welchem zeitlichen Profil. Auf diese Frage hin wird das Gesamtmodell im Folgenden untersucht. Dabei wird eine Version verwendet, die sich im Rahmen der Modellevaluation (Abschnitt 6 unten) als jene mit den geringsten Prognosefehlern herausgestellt hat. Es ist dies jene, die auf eine gleichgewichtete Kombination der Neukeynesianischen Baupreisgleichung (21) und der Baupreisgleichung der reduzierten Form (22) setzt.

Überblick

Einen Überblick über alle Größen im Modell und deren Zusammenhänge gibt Abb. 29. Im Zentrum stehen die Baupreise, da sich aus ihrer Modellierung alle weiteren Datenanforderungen im Prognoseansatz ergeben. Die obere Hälfte der Abbildung gibt die Zusammenhänge zwischen den nominalen (preisbezogenen) Baupreistreibern wider. Maßgeblicher Treiber ist die Entwicklung des allgemeinen Preisniveaus gemessen am Deflator des Bruttoinlandsprodukts. Sie beeinflusst nicht nur direkt die Baupreise, sondern auch die allgemeinen Inflationserwartungen und die Baupreiserwartungen und, über ihre Wirkungen auf den Arbeitsmarkt und die gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten auch die Lohnstückkosten in der Bauwirtschaft. Zur Prognose des allgemeinen Preisniveaus werden kurzfristig externe Prognosen, mittelfristig hingegen externe und modellgestützte Prognose in (gleichgewichteter) Kombination eingesetzt. Die Prognose der Arbeitslosenquote, der Lohnstückkosten, der Importpreise und der Produktivitätsdifferenz zwischen Bau- und Gesamtwirtschaft basiert kurzfristig ebenfalls auf externen, mittelfristig hingegen auf modellgestützte Prognosen. Details zur Modellierung der nominalen Baupreistreiber finden sich Anhang A.5.

Abb. 29: Schematische Darstellung des mittelfristigen Prognosemodells für die Baupreise



Quelle: Eigene Darstellung.

Die untere Hälfte der Abbildung behandelt den realwirtschaftlichen Teil des Ansatzes. Hier kommen mit dem realen Bruttoinlandsprodukt und der Altersstruktur der Bevölkerung die einigen beiden Größen zum Einsatz, deren Prognose vollständig aus externen Quellen übernommen wird. Kurzfristig aus externen Prognosen wird die Entwicklung der real verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte, mittelfristig werden diese in Abhängigkeit vom realen Bruttoinlandsprodukt fortgeschrieben. Die übrigen Größen in diesem Modellteil werden vollständig endogen, auf der Basis der vorgestellten Modellgleichungen prognostiziert.

Insgesamt basiert die mittelfristige Prognose der Baupreise auf einer ganzen Reihe von gesamtwirtschaftlichen Größen. Den meisten kommt im Modell allerdings nur eine unterstützende Funktion zu, da sie selbst, zumindest über die mittlere Frist, mithilfe der exogenen Größen fortgeschrieben werden. Zentral für die Prognose sind die folgenden vier:

- allgemeines Preisniveau, gemessen am Deflator des Bruttoinlandsprodukts
- Einfuhrpreise
- reales Bruttoinlandsprodukt
- Zinsniveau

Dabei ist anzumerken, dass das Zinsniveau zwar endogen gemäß dem im voran gegangenen Abschnitt dargestellten Ansatzes bestimmt wird. Dessen Modellierung der Zinsen in Differenzen impliziert allerdings eine starke Abhängigkeit vom Ausgangsniveau der Zinsen, das natürlich exogen ist.

Tab. 10 zeigt im Überblick, welchen Einfluss Veränderungen dieser vier zentralen Größen auf die mittelfristige Entwicklung bzw. Prognose der Baupreise gemäß dem Modellansatz haben. Die Veränderungen werden isoliert voneinander untersucht, Rückwirkungen zwischen ihnen gibt es nur, sofern diese im Modell abgebildet sind. Dargestellt sind die jeweiligen Wirkungen exogener dauerhafter Rückgänge des allgemeinen Preisniveaus, der Einfuhrpreise bzw. des realen Bruttoinlandsprodukts um 1 Prozent und die eines Anstiegs der Kapitalmarktzinsen um 1 Prozentpunkt auf das Niveau der Baupreise nach einem, drei und fünf Jahren. Da für die Prognose der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen maßgeblich auf die Prognosen externer Institutionen zurückgegriffen wird, kann die Tabelle auch so verstanden werden, dass sie angibt, wie sich die Baupreisprognose voraussichtlich ändert, wenn die externen Institutionen ihre Prognosen für eine zentralen exogenen Größen um 1 Prozent verringern bzw. wenn sich das Zinsniveau am aktuellen Rand um 1 Prozentpunkt erhöht.⁴⁸

⁴⁸ Durch die Modellierung der Zinsen in Differenzen wird ein solcher Niveausprung im Prognoseursprung vom Modell vollständig in die Prognose übernommen.

Tab. 10: Reaktion der Baupreise auf eine Veränderung zentraler exogener Größen in Prozent

Modellgröße (dauerhafter Rückgang um 1 Prozent)	Jahr(e) nach Einsetzen der Veränderung		
	1	3	5
Allgemeines Preisniveau	-0,41	-0,39	-0,79
Einfuhrpreise	-0,15	-0,16	-0,15
Reales Bruttoinlandsprodukt	-0,05 (-0,07 / -0,04)	-0,10 (-0,13 / -0,08)	-0,16 (-0,20 / -0,13)
Zinsen (Anstieg um 1 Prozentpunkt)	-0,05 (-0,07 / -0,04)	-0,58 (-0,73 / -0,47)	-0,88 (-1,12 / -0,73)

Anmerkung: Werte in Klammern geben die Auswirkungen der Schocks unter Berücksichtigung einer hohen bzw. niedrigen Auslastung der Kapazitäten im Baugewerbe an. Betrachtet wird eine um 10 Prozentpunkte höhere / niedrigere Auslastung im Vergleich zur historischen Normalauslastung von rund 65 Prozent. Eine Unterscheidung hinsichtlich des Niveaus der Kapazitätsauslastung wirkt sich bei den hier betrachteten Modellgrößen nur im Fall des realen Bruttoinlandsprodukts und der Zinsen auf die Baupreise aus.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Durch ein um ein Prozent niedrigeres gesamtwirtschaftliches Preisniveau fällt demnach das Niveau der Baupreise nach einem Jahr um 0,41 Prozent niedriger aus als ohne diese exogene Veränderung. Nach 3 Jahren ist die Wirkung mit -0,39 Prozent nahezu unverändert, nach 5 Jahren ist das Baupreisniveau um 0,8 Prozent niedriger. Betrifft die Veränderung nicht das allgemeine Preisniveau, sondern die Einfuhrpreise, den maßgeblichen Bestimmungsgrund der Preise für Baumaterialien, so ist der Effekt mit -0,15 deutlich niedriger; zudem verbleibt er über den gesamten Zeitraum auf diesem Niveau.⁴⁹

Die Effekte von Änderungen des preislichen Umfelds gehen proportional in die Baupreisgleichungen (21) und (22) ein. Etwas komplexer stellt sich die Analyse von Veränderungen des realen Bruttoinlandsprodukts und der Kapitalmarktzinsen dar, denn sie entfalten ihre Wirkung teilweise über den Grad der Kapazitätsauslastung im Baugewerbe und dieser wirkt nicht-linear auf die Baupreise; bei hoher Auslastung bedeutet ist ein gegebener absoluter Anstieg des Auslastungsgrades eine stärkere relative Abnahme der freien Kapazitäten als bei niedrigerer Auslastung. Um diesem Umstand Rechnung zu tragen werden in Tab. 10 die Wirkungen von Veränderungen des realen Bruttoinlandsprodukts und des Zinsniveaus exemplarisch ausgehend von drei verschiedenen Auslastungsgraden berechnet, der Normalauslastung (ca. 65 Prozent), einer hohen Auslastung (75 Prozent) und einer niedrigen Auslastung (55 Prozent). Es zeigt sich, dass die Effekte einer Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts auf die Baupreise in den beiden extremen Varianten nach 5 Jahren um jeweils knapp $\frac{1}{4}$ höher bzw. niedriger ausfallen als jene 0,16 Prozent Rückgang, die bei Normalauslastung eintreten. Deutlich stärker wirkt die untersuchte Erhöhung des Kapitalmarktzinses um 1 Prozentpunkt auf die Baupreise. In diesem Fall sinkt das Niveau der Baupreise nach 5 Jahren – ausgehend von einer Normalauslastung der Produktionskapazitäten in der Bauwirtschaft – um 0,88 Prozent unter das Niveau, das sich ohne die Zinsänderung einstel-

⁴⁹ Hier wirkt sich die Kombination der beiden Baupreisgleichungen aus. Nach der neuklassischen Preisgleichung (21) beträgt der Effekt langfristig 0,38 Prozent, nach der Gleichung der reduzierten Form (22) ist jedoch langfristig gleich null; in der Kombination ergibt sich eine näherungsweise Konstanz über den Fünfjahreszeitraum.

len würde; bei hoher Auslastung wäre der Effekt stärker (1,12 Prozent), bei niedriger geringer (0,73 Prozent).

Mit Blick auf die Zinserhöhung ist zu berücksichtigen, dass hier eine weitere im Modell angelegte Nicht-Linearität ins Spiel kommt. Das Zinsniveau wirkt vor allem über Gleichung (36, Baugenehmigungen) auf die Baupreise. In diese geht das Zinsniveau – den dargestellten theoretischen Überlegungen entsprechend – über den Logarithmus der realen Kapitalnutzungskosten ein, wodurch eine absolute Veränderung des Zinsniveaus um einen Prozentpunkt in ihrer relativen Stärke auf die Baugenehmigungen wirksam wird, d. h. im Verhältnis zum Ausgangsniveau der Zinsen. Für die Analyse der Auswirkungen einer Zinserhöhung wurde das gegenwärtige Niveau des risikolosen Kapitalmarktzinses von etwa null als Ausgangspunkt genommen. Bei diesem Zinsniveau betragen die Kapitalnutzungskosten angesichts der unterstellten Pauschale für Abschreibungen, Instandhaltung und Risikoübernahme in Höhe von 7,5 Prozent und einer am „Inflationsziel“ der EZB orientierten Preisauftriebserwartung in Höhe von 2 Prozent genau 5,5 Prozent. Ein Anstieg um einen Prozentpunkt impliziert von diesem Niveau aus eine Erhöhung der Kapitalnutzungskosten um gewaltige 18,2 Prozent. Entsprechend ausgeprägt fallen die Effekte auf die Baunachfrage, die Bauproduktion und schließlich die Baupreise aus. Geht man für die Ausgangssituation hingegen von einem Kapitalmarktzins von 5 Prozent aus, wie es in der Vergangenheit in Deutschland durchaus üblich war, so stiegen die Kapitalnutzungskosten bei einer Erhöhung um einen Prozentpunkt nur um $1,0 / (5 + 7,5 - 2) * 100 = 9,5$ Prozent und damit nur etwa halb so stark; entsprechend wäre auch nur mit einer etwa halb so ausgeprägten Wirkungen auf die Baupreise zu rechnen.

Dynamische Effekte eines dauerhaften Rückgangs des realen Bruttoinlandsprodukts

Um die Wirkungen und die Plausibilität der Wirkungszusammenhänge und ihrer Entfaltung im Zeitablauf zu verdeutlichen und zu veranschaulichen, sollen hier für die Veränderungen des realen Bruttoinlandsprodukts und der Zinsen die gesamte Dynamik der Anpassungsprozesse und ihrer Zusammenhänge dargestellt und erläutert werden. Die Auswirkungen der Maßnahmen werden weiterhin isoliert voneinander betrachtet.⁵⁰ Abgebildet werden die Abweichungen der wichtigsten Modellvariablen von ihrem Verlauf in einem Basisszenario ohne die jeweilige Störung, also die dynamischen Multiplikatoren der Störung. Da sich bauwirtschaftliche Zyklen über lange Zeiträume entfalten und das Schwingungsverhalten des Teilmodells möglichst vollständig untersucht werden soll, werden die Auswirkungen über einen Horizont von insgesamt 40 Jahren berechnet. Es zeigt sich dabei generell, dass das Modell nach rund 30 Jahren seine neuen Gleichgewichtswerte erreicht hat; signifikant von null verschiedene Abweichungen vom langfristigen Gleichgewichtsniveau treten etwa bis zum zwanzigsten Jahr nach der Störung auf.

⁵⁰ Aus makroökonomischer Perspektive ließe sich argumentieren, dass ein gesamtwirtschaftlicher Produktions- und Einkommensrückgang eine expansive Reaktion der Geldpolitik hervorrufen könnte, in deren Folge die Zinsen ebenfalls sanken. Andersherum ließe sich auch argumentieren, dass eine Zinsanhebung zumeist auch mit einer Dämpfung des realen Bruttoinlandsprodukts einhergeht. Diese gesamtwirtschaftlichen Zusammenhänge werden hier vereinfachend nicht berücksichtigt, da der transparenten Prüfung der Modellreaktionen der Vorzug vor einer besonders realistischen Modellierung gegeben werden soll, zumal sich auch Fälle konstruieren lassen, in denen derartige isolierte Wirkungsweisen gesamtwirtschaftlich zu erwarten sind.

Damit dauern konjunkturelle Schwankungen in der Bauwirtschaft länger als typische Konjunkturzyklen, deren Zykluslänge typischerweise auf fünf bis zehn Jahre veranschlagt wird.⁵¹

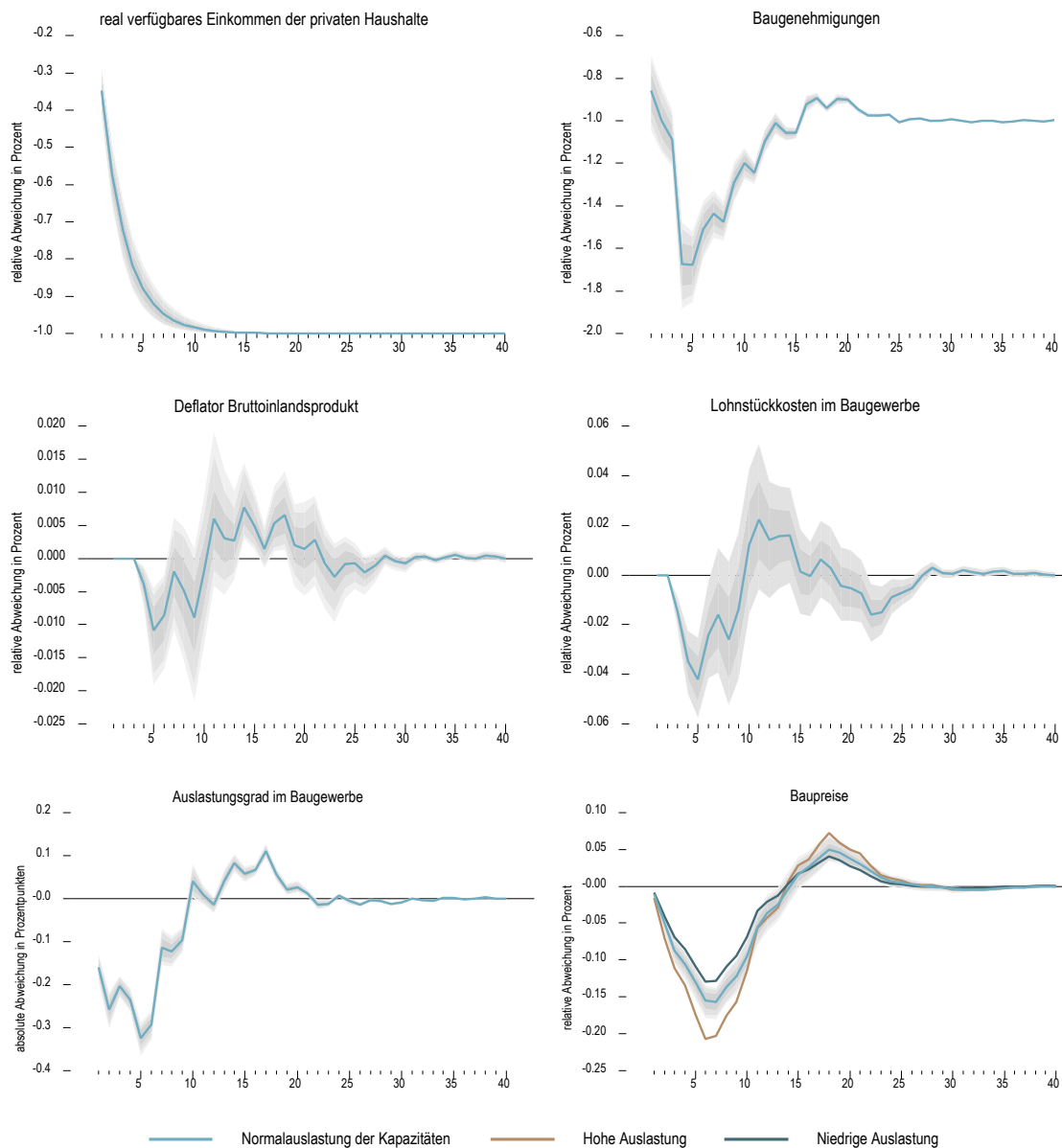
Eine dauerhafte Verminderung des Niveaus des realen Bruttoinlandsprodukts um 1 Prozent hat als direkte Konsequenz im Modell eine Verminderung des real verfügbaren Einkommens der privaten Haushalte zur Folge (Abb. 30). Langfristig wird diese so stark ausfallen wie der (nicht abgebildete) Rückgang des Bruttoinlandsprodukts (1 Prozent). Kurzfristig sorgen die „automatischen fiskalischen Stabilisatoren“ (Arbeitslosenunterstützung, Kurzarbeiterregelungen progressives Steuersystem) und ggf. auch aktive finanzpolitische Stabilisierungsmaßnahmen dafür, dass der Produktionseinbruch nicht unmittelbar auf die Einkommen durchschlägt.

Durch den Rückgang der real verfügbaren Haushaltseinkommen verringert sich die Nachfrage nach Bauten gemessen an den Baugenehmigungen. Wie bei Investitionsgütern typisch, fällt der kurzfristige Effekt – gemessen am Einbruch in den ersten fünf Jahren mit in der Spitze 1,7 Prozent – merklich stärker aus als der langfristige, der dem Produktions- und Einkommenseinbruch entspricht. Infolge des Rückgangs der Genehmigungen verringert sich die Bauproduktion (nicht abgebildet) und dies hat zur Folge, dass in den ersten fünf Jahren nach dem Auftreten der Störung der Auslastungsgrad im Baugewerbe sinkt. Der stärkste Effekt des gesamtwirtschaftlichen Produktions- und Einkommenseinbruchs auf den Auslastungsgrad im Baugewerbe ist im fünften Jahr zu beobachten und macht (in Prozentpunkten) etwa ein Drittel der ursprünglichen Störung aus. In den Folgejahren beginnt der Auslastungsgrad wieder zu steigen, zum einen weil die Baugenehmigungen ebenfalls wieder anziehen, zum anderen weil die Bauwirtschaft ihre Kapazitäten an das neue, niedrigere Nachfrage- und Produktionsniveau anzupassen begonnen hat. Diese Anpassung benötigt naturgemäß Zeit; erst nach rund zwanzig Jahren hat sich die Kapazitätsauslastung im Baugewerbe vollständig normalisiert.

Die unmittelbar nach dem Einkommensrückgang zunächst deutlich sinkende Kapazitätsauslastung erlaubt es den Bauunternehmen, ihre Gewinnaufschläge zu kürzen. Wie stark dies möglich ist, hängt, wie oben dargestellt, davon ab, wie hoch der Auslastungsgrad in der Ausgangssituation ist. In der Abbildung sind neben dem zentralen Szenario, das von einer Normalauslastung (65 Prozent) startet das Szenario mit einer hohen Auslastung (75 Prozent) und einer niedrigen Auslastung (55 Prozent) dargestellt. Außer dem Auslastungsgrad sinken die Lohnstückkosten im Baugewerbe im Vergleich zur Basislösung, wenn auch nur geringfügig; zudem dämpft der Rückgang des Auslastungsgrades gemäß Gleichung (23) die Preisanstiegserwartungen im Baugewerbe. Alles zusammen bewirkt, dass die Baupreise (im Vergleich zur Basislösung) zurückgehen. In der Spitze, die nach sechs bis sieben Jahren erreicht wird, sinkt das Niveau der Baupreise im zentralen Szenario um etwa ein Sechstel (0,17 Prozent) der auslösenden Produktions- und Einkommensstörung, in den beiden extremen Szenarien hingegen (deutlich) stärker bzw. (etwas) schwächer.

⁵¹ Vgl. Tichy (S. 49ff.). Bereits Kuznets (1930) glaubt in amerikanischen Daten für die Jahre 1840 bis 1914 die Existenz eines 15- bis 25-jährigen Zyklus nachweisen zu können, den er mit demographischen Veränderungen und den daraus resultierenden Bauinvestitionen in Verbindung bringt.

Abb. 30: Auswirkungen eines dauerhaften Rückgangs des realen Bruttoinlandsprodukts um 1 Prozent im mittelfristigen Prognosemodell für die Baupreise



Anmerkung: Abweichungen von der Basislösung ohne Störung in Prozent bzw. in Prozentpunkten (Auslastungsgrad). Das Szenario eines erhöhten Niveaus des Auslastungsgrades im Bauhauptgewerbe beruht auf einem um 10 Prozentpunkte erhöhtem Auslastungsgrad, während für das Szenario des niedrigen Niveaus, der Auslastungsgrad um 10 Prozentpunkte gegenüber dem historischen Mittel gesenkt wurde.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Danach beginnen sich die Baupreise wieder zu normalisieren und erreichen nach rund 25 Jahren wieder ihr Ausgangsniveau. Einen langfristigen Einfluss auf die Baupreise hat die gesamtwirtschaftliche Produktions- und Einkommensverminderung im Modell nicht. Makroökonomisch ist dies plausibel. Die unterstellte dauerhafte Verminderung des Niveaus des realen Bruttoinlandsprodukts ist ökonomisch sinnvoll

nur als Verminderung des Produktionspotentials in derselben Größenordnung zu interpretieren. Eine solche hat eine gleichgerichtete Abnahme der Nachfrage nach allen Gütern und Dienstleistungen zur Folge. Da alle Güter und Dienstleistungen in gleichem Maße betroffen sind, ergibt sich keine Notwendigkeit für eine Veränderung der (relativen) Preise einzelner Produkte, wie etwa Bauleistungen, zumindest langfristig nicht.

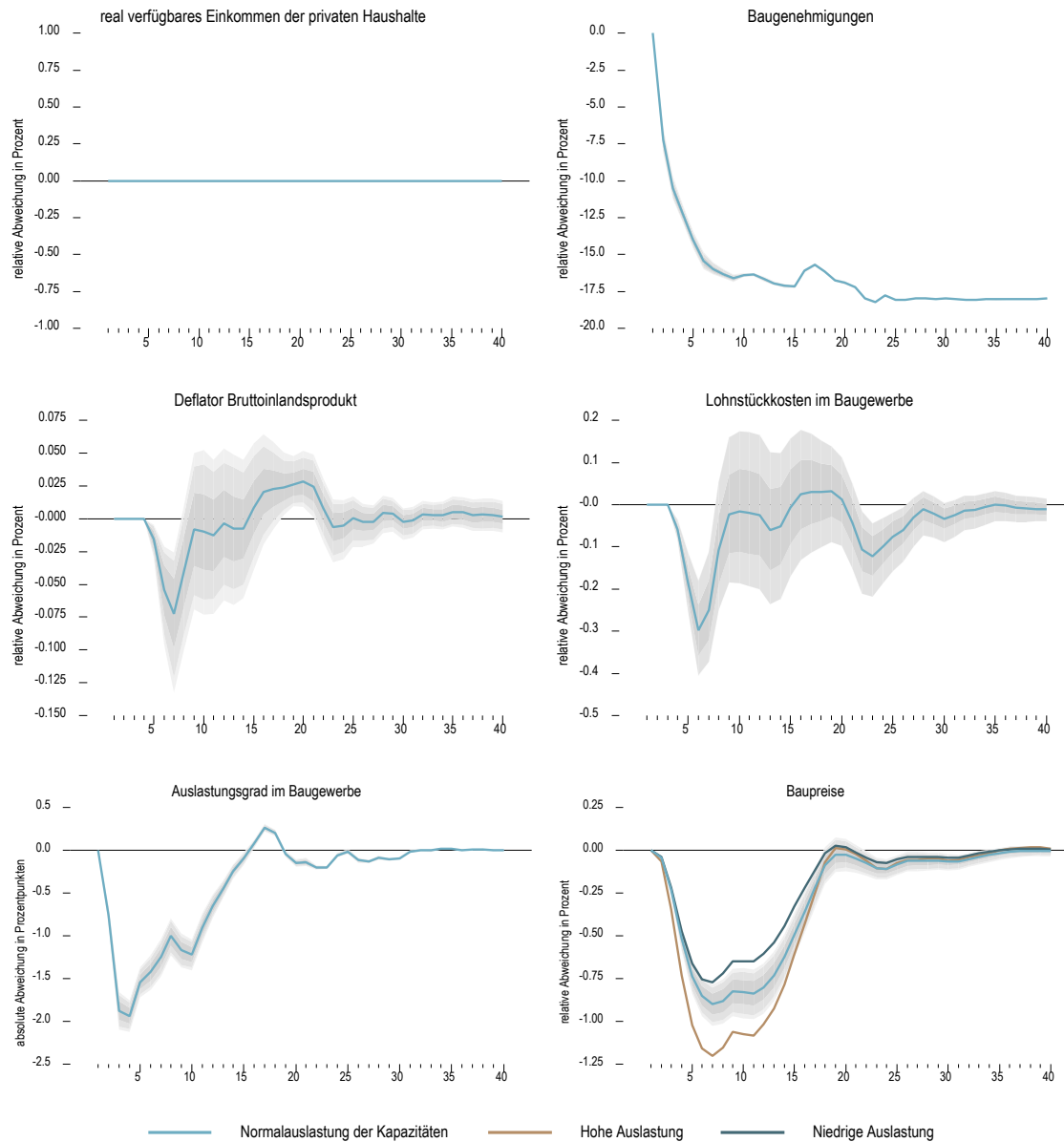
Dynamische Effekte eines dauerhaften Anstiegs des Zinsniveaus

Oben war bereits darauf hingewiesen worden, dass die Störungen isoliert voneinander betrachtet werden. Entsprechend bleiben sowohl das Niveau des realen Bruttoinlandsprodukts als auch das des real verfügbaren Einkommens der privaten Haushalte von der Zinserhöhung unberührt. Der Zinssatz wird für das Experiment als exogen behandelt, die entsprechende Modellgleichung wird außer Kraft gesetzt. Der Effekt auf die Baugenehmigungen ergibt sich allein durch die um 18,2 Prozent höheren realen Kapitalnutzungskosten und entspricht aufgrund der unterstellten und empirisch bestätigten langfristigen Homogenität langfristig diesem Wert (Abb. 31). Anders als bei der Störung des Einkommens kommt es im vorliegenden Fall nicht zu einem Unterschießen des langfristigen Gleichgewichtsniveaus. Die Baugenehmigungen sinken vielmehr in den ersten fünf bis sieben Jahren nach der Störung fast bis auf das neue Gleichgewichtsniveau und verharren anschließend dort.

Die Bauproduktion sinkt dadurch kräftig und mit ihr der Auslastungsgrad der Kapazitäten im Baugewerbe. In der Spitze, im dritten und vierten Jahr nach dem Zinsanstieg, liegt der Auslastungsgrad um fast 2 Prozentpunkte unter seinem Ausgangspunkt bzw. unter dem Wert der Basislösung. Obwohl anders als im Fall des gesamtwirtschaftlichen Einkommenseinbruchs die Genehmigungen nun nicht wieder zu steigen anfangen, beginnt der Auslastungsgrad bereits im fünften Jahr schon wieder zu steigen, wenn die von den Baufirmen vorgenommene Kapazitätsverringering ihre Wirkung zu zeigen beginnt. Diese ist 15 Jahre nach dem Zinsanstieg abgeschlossen, die Auslastung entspricht dann wieder ihrem Normalniveau.

Der Rückgang des Auslastungsgrades veranlasst die Bauunternehmen zum einen direkt, die Baupreise zu senken, wobei wiederum die Kapazitätsauslastung in der Ausgangssituation maßgeblich dafür ist, wie stark der Effekt ausfällt. Zum anderen ruft er einen Rückgang der Lohnstückkosten im Baugewerbe und der Baupreiserwartungen hervor, die sich ebenfalls dämpfend auf die Baupreise auswirken. Die Baupreise sinken in der Spitze, die nach rund sieben Jahren erreicht wird, um 1,1 Prozent (zentrales Szenario), bevor sie sich zu erholen beginnen. Langfristig ist auch in diesem Fall kein Effekt auf die Baupreise feststellbar. Einmal mehr handelt es sich bei der beschriebenen Reaktion der Baupreise um eine vorübergehende Veränderung des Gewinnaufschlags.

Abb. 31: Auswirkungen einer dauerhaften Erhöhung des Kapitalmarktzinsniveaus um 1 Prozentpunkt im mittelfristigen Prognosemodell für die Baupreise



Anmerkung: Abweichungen von der Basislösung ohne Störung in Prozent bzw. in Prozentpunkten (Auslastungsgrad). Das Szenario eines erhöhten Niveaus des Auslastungsgrades im Bauhauptgewerbe beruht auf einem um 10 Prozentpunkte erhöhtem Auslastungsgrad, während für das Szenario des niedrigen Niveaus, der Auslastungsgrad um 10 Prozentpunkte gegenüber dem historischen Mittel gesenkt wurde.

Quelle: Eigene Berechnungen.

4.6 Zwischenfazit

Damit die in Kapitel 3 vorgestellten Gleichungen für die Prognose der Baupreise verwendet werden können, bedarf es der Prognose der dort identifizierten Bestimmungsgrößen der Baupreise. Dafür wurde im vorliegenden Kapitel ein Ansatz entwickelt. Er fußt auf der Idee, dass sich die Baupreise im gesamtwirtschaftlichen Kontext entwickeln und insofern die erwartete gesamtwirtschaftliche Entwicklung maßgeblich für die Prognose der Baupreise ist.

Der Ansatz besteht aus drei Elementen. Das erste stellen die beiden bereits vorgestellten Modellgleichungen für die Preissetzung im Baugewerbe dar. Das zweite Element bildet die Modellierung des für die Preissetzung relevanten bauwirtschaftlichen Umfelds, insbesondere die der Lohnstückkosten im Baugewerbe, der Baukonjunktur (Kapazitätsauslastungsgrad) und der erwarteten Entwicklung der Baupreise. Das dritte Element, schließlich, sind Prognosen für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung, insbesondere für den gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb, für die Zinsen, für die gesamtwirtschaftliche Produktion, für die demographische Entwicklung etc. Für letztere müssen allerdings nicht notwendigerweise eigene Prognosen erstellt werden, da eine Reihe von externen Institutionen regelmäßig Konjunkturprognosen veröffentlicht, die Prognosen für das laufende Jahr und das Folgejahr enthalten. Mittelfristige Prognosen liegen aus externen Quellen allerdings nur für wenige Größen vor. Daher müssen für eine Reihe von gesamtwirtschaftlichen Größen ergänzend modellgestützte Prognosen für den mittelfristigen Horizont erstellt werden.

Die Prognose der Baupreise soll unterjährig mehrfach aktualisierbar sein. Hierzu bieten sich Zeitpunkte an, zu denen nennenswerte neue Informationen über die wirtschaftliche Entwicklung verfügbar werden. Erster Aktualisierungszeitpunkt für das vorliegende Prognosemodell im Kalenderjahr ist Ende Mai, wenn das Statistische Bundesamt detaillierte Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung für das erste Quartal veröffentlicht hat und die Frühjahrsprognosen der Gemeinschaftsdiagnose und der EU-Kommission vorliegen. Eine zweite Aktualisierung ist im Oktober, nach der Veröffentlichung Herbstprognose der Gemeinschaftsdiagnose sinnvoll und eine abschließende Aktualisierung kann Ende November erfolgen, wenn die Daten der VGR für das dritte Quartal und die Prognosen des Sachverständigenrats und der EU-Kommission vorliegen.

Der Prognoseansatz soll nicht nur Punktprognosen für die Baupreise über die mittlere Frist liefern. Er soll auch Informationen darüber liefern, wie sicher diese Prognosen sind. Wird, wie im vorliegenden Ansatz, auf externe Prognosen zurückgegriffen, so ist zu berücksichtigen, dass diese zwar möglicherweise weniger fehlerbehaftet sind als eigene modellgestützte Prognosen für die betreffenden Größen, jedoch keineswegs perfekt und insofern auch ihre Verwendung zur Prognoseunsicherheit beiträgt.

Das Modell beschreibt theoretisch und empirisch plausible Zusammenhänge zwischen den bauwirtschaftlichen Größen. Dies lässt sich im Rahmen von Modellsimulationen nachvollziehen. Die Baupreise reagieren dabei stets nur vorübergehend auf exogene Störungen wie eine dauerhafte Verringerung des Einkommensniveaus oder einen dauerhaften Zinsanstieg. Makroökonomisch ist dies plausibel, weil dauerhafte Veränderungen der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen Veränderungen des Produktionspotentials implizieren, die die Nachfrage nach allen Gütern und Dienstleistungen in gleichem Maße verändert und insofern langfristig keine Veränderungen der relativen Preise einzelner Produkte erfordert.

5. Prognose der Baupreise nach Bauleistungen, Regionen, Bauherren und Gebäudearten

Die Prognose der Baupreise kann in vielfältiger Hinsicht differenziert vorgenommen werden. Die Preise liegen in sehr tiefer Gliederung nach Bauleistungen vor, zudem gibt es Daten zu den Gebäudearten, zu den Bauherren sowie regionale Differenzierungen. Entsprechend lässt sich die Prognose grundsätzlich sehr differenziert gestalten und damit Unterschieden in der Entwicklung der disaggregierten Baupreise Rechnung tragen. Sinnvoll ist eine Differenzierung allerdings nur, wenn zum einen zu erwarten ist, dass die disaggregierten Baupreise stark von der Entwicklung des Preisaggregats abweichen werden und zum anderen Vorstellungen („Modelle“) darüber existieren, was diese Abweichungen auslöst und wie sich der oder die Treiber dieser Abweichungen im Prognosezeitraum entwickeln werden. In diesem Fall kann eine separate Modellierung einzelner Baupreisindizes einen Informationsvorteil gegenüber der Prognose des aggregierten Baupreisindex bieten. In allen anderen Fällen ist es besser, die Prognose für die Anstiegsrate des Preisaggregats zu übernehmen, ggf. zzgl. eines händisch vorgenommenen Zu- oder Abschlags nach Maßgabe der zuletzt beobachteten Unterschiede in den Preissteigerungsraten.

In welchem Umfang sind differenzierte Entwicklungen der Baupreise zu erwarten? Bauleistungen sind vergleichsweise arbeitsintensiv, daher ist die Entwicklung der Arbeitskosten bzw. des Verhältnisses von Arbeitskosten zu Arbeitsproduktivität, der Lohnstückkosten, der maßgebliche Kostentreiber (vgl. Kapitel 3). Da die Arbeitskosten im Wesentlichen mit den tariflich vereinbarten Lohnsteigerungsraten und den Veränderungen bei den Sozialabgaben steigen, ist der Kostenrahmen für die verschiedenen Bauleistungen grundsätzlich einheitlich von außen gegeben. Differenzen können sich dann hauptsächlich dadurch ergeben, dass der Grad der Mechanisierung und Automatisierung bei manchen Leistungen oder der Herstellung mancher Gebäudearten höher ist als bei anderen und daher die Arbeitsproduktivität in ersteren stärker steigt als in letzteren. Erstere Tätigkeiten weisen dann in der Regel auch eine höhere Kapitalintensität der Produktion auf als letztere. Unter diesen Umständen ist zu erwarten, dass die Preise für die stärker automatisierbaren Leistungen dauerhaft langsamer steigen als die der weniger automatisierbaren.⁵²

Bauleistungen werden darüber hinaus im Wettbewerb angeboten mit einer Vielzahl von Marktteilnehmern, die um Bauherren konkurrieren und dabei auch räumlich mobil sind. Deutliche Abweichungen zwischen aggregierten und den disaggregierten Baupreisen nach Bauherren oder nach Regionen sind vor diesem Hintergrund allenfalls dann zu erwarten, wenn die Leistungen sich hinsichtlich ihrer Kapitalintensität bzw. ihrer Produktivitätsentwicklungen stark unterscheiden. Gerade für die Unterscheidung nach Regionen kann dies wohl ausgeschlossen werden.

Im Folgenden werden vier naheliegende Ebenen der Disaggregation näher untersucht. Zunächst werden die Preise für Wohngebäude nach Regionen untersucht. Anschließend werden die Baupreise, die öffentliche und private Bauherren zahlen, miteinander verglichen. Danach werden die Bausparten Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe untersucht und schließlich stehen die Preise nach Gebäudearten im Fokus.

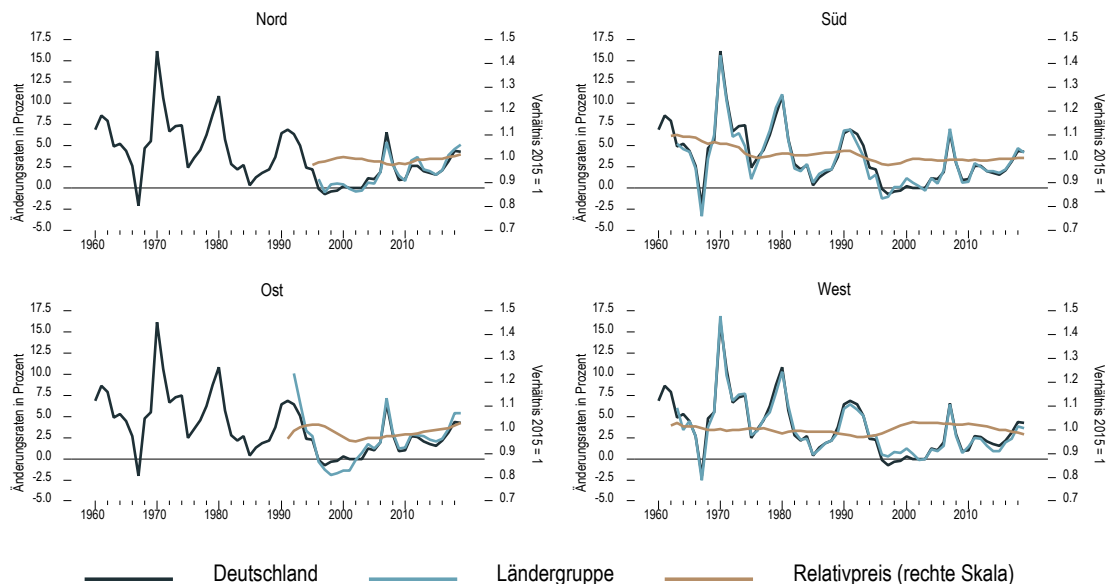
⁵² Dieser Zusammenhang zwischen Güterpreisrelationen und Produktivitätsrelationen geht auf Baumol (1967) zurück.

5.1 Unterscheidung nach Ländergruppen

Die Baupreisindizes einzelner Bundesländer erlauben eine getrennte Betrachtung verschiedener Ländergruppen. Hier wurden vier Gruppen gebildet, für Nord, Süd, Ost und West. Die Aufteilung der Länder auf diese Gruppen und die dabei verwendeten Wägungsanteile sind Tab. 20 im Anhang zu entnehmen. Der Vergleich erfolgt an der repräsentativen Gebäudeart der Wohngebäude. Analysezeitraum ist wieder die Zeit ab 1960, soweit die Daten dazu verfügbar sind, was nicht für alle Sub-Indizes der Fall ist (vgl. Tab. 19). Der Korrelationskoeffizient der jährlichen Änderungsraten der jeweiligen landesspezifischen Baupreisindizes mit der des gesamtdeutschen Bauleistungspreisindex für Wohngebäude ist für alle Ländergruppen mit mindestens 95 Prozent sehr hoch. Dies deutet auf einen sehr engen Zusammenhang der Baupreise der Ländergruppen hin (Abb. 32).

Ferner sind in der langfristigen Betrachtung der Relativpreise keine trendmäßigen Verschiebungen zu erkennen. Lediglich nach der Wiedervereinigung sind deutlichere Relativpreisverschiebungen festzustellen. In den vergangenen zwanzig Jahren waren die Relativpreise sehr stabil. Dies bedeutet, dass keiner der regionalen Preisindizes dauerhaft vom allgemeinen Baupreisniveau abweicht. Auch ein Vergleich der regionalen Entwicklung der Tiefbaupreise, gemessen am Bauleistungspreisindex für Straßenbau, zeigt keine signifikanten Relativpreisverschiebungen. Es ist daher davon auszugehen, dass eine dedizierte Modellierung und Prognose der regionalen Baupreise keine zusätzlichen Informationen im Vergleich zur aggregierten Prognose der Baupreise liefert.

Abb. 32: Baupreise von Wohngebäuden nach Ländergruppen 1960-2019



Anmerkung: Baupreise gemessen am Bauleistungspreisindex für Wohngebäude. Relativpreis als Relation vom jeweiligen regionalen Preisindex und dem gesamtdeutschen Preisindex (2015 = 1.0).

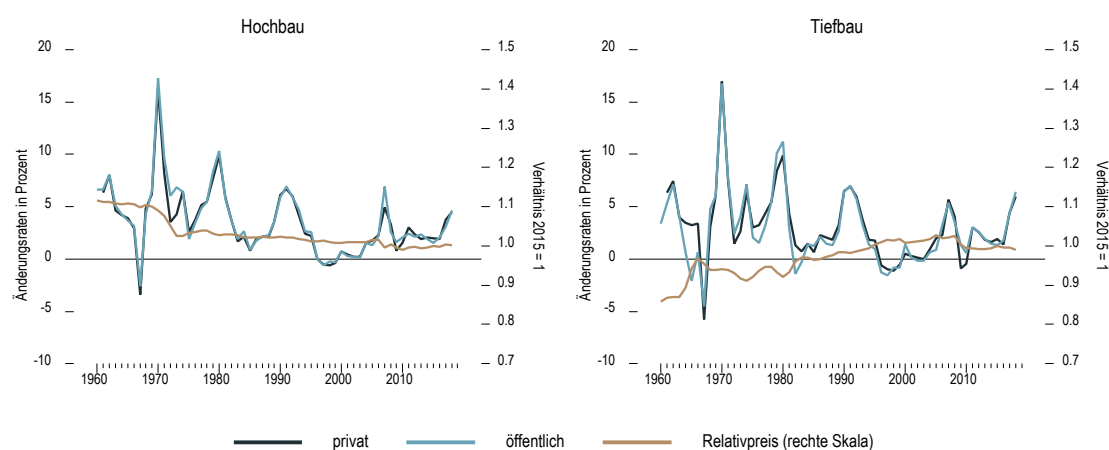
Quelle: Statistisches Bundesamt, Statistische Landesämter, eigene Berechnungen.

5.2 Unterscheidung zwischen privaten und öffentlichen Bauherren

Bauleistungen werden sowohl von privaten als auch von öffentlichen Bauherren nachgefragt. Die Preise, die diese Bauherrngruppen zahlen, lassen sich aus der Statistik des Bauvolumens (BBSR 2020) entnehmen. Die Statistik erlaubt darüber hinaus eine Unterscheidung zwischen den Preisen für Hochbau- und Tiefbauleistungen. Diese Unterscheidung ist für die vorliegende Fragestellung zweckmäßig, weil sich die Produktionstechnologien in den beiden Baubereichen doch recht stark unterscheiden mit der Folge, dass Preisdifferenzen wohl nicht einfach im Wettbewerb verschwinden, und öffentliche Bauherren weitaus mehr Tiefbauleistungen nachfragen als private Bauherren.⁵³ Da öffentliche Bauherren zudem in den vergangenen Dekaden kaum Wohnungsbau betrieben haben, beschränkt sich die Untersuchung hier auf die Preise für Nichtwohnbauten.

Bei den Preisen für Hochbauleistungen ist der Zusammenhang von öffentlichem Bau und Gewerbebau mit einer Korrelation von 98 Prozent für die jährlichen Änderungsraten extrem stark ausgeprägt. Auch der langfristige Verlauf der Preisrelation zeigte in den vergangenen 40 Jahren keinen erkennbaren Trend zugunsten einer der beiden Bauherrngruppen (Abb. 33). Bei den Preisen für Tiefbauleistungen ist der Zusammenhang ebenfalls eng, mit einer Korrelation von rund 94 Prozent jedoch etwas weniger als bei den Preisen für Hochbauten. Zwischen den Jahren 1980 und 2000 ist ein leichter Anstieg der Preise der privaten Bauherren in Relation zu den Preisen der öffentlichen Bauherren zu beobachten gewesen. Dieser dürfte auf unterschiedliche bauliche Schwerpunkte zurückzuführen sein: Der öffentliche Tiefbau konzentriert sich auf den Bau von Straßen und Schienenverkehrswegen, während im privaten Tiefbau vor allem Versorgungsleitungen gebaut werden. In den vergangenen zehn Jahren hat sich der Relativpreis allerdings nicht weiter verändert. Eine separate Modellierung unterschiedlicher Baupreise nach Bauherren würde wenig zusätzliche Informationen bieten; insbesondere würde eine Prognose, nicht zuletzt unter Berücksichtigung der Prognoseunsicherheit, nicht signifikant anders ausfallen als die Prognose für die aggregierten Baupreise.

Abb. 33: Preise für Nichtwohnbauten nach privaten und öffentlichen Bauherren 1960-2018



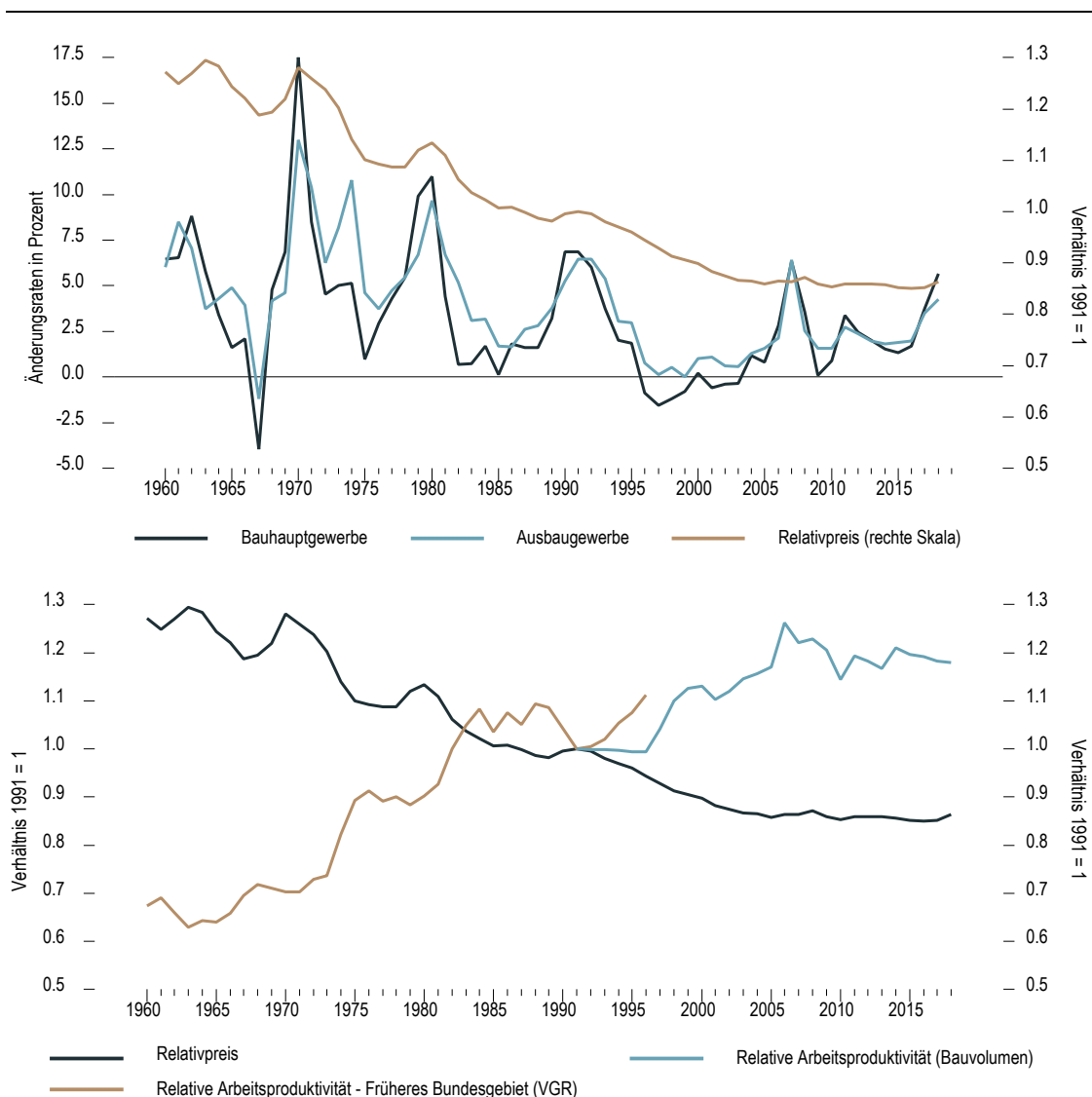
Anmerkung: Baupreise gemessen am Deflator des Bauvolumens für private (gewerbliche) und öffentliche Nichtwohnbauten. Relativpreis als Relation der Deflatoren von privaten und öffentlichem Bau (2015=1.0).
Quelle: BBSR, DIW, eigene Berechnungen.

⁵³ Der Anteil des Tiefbaus betrug bei öffentlichen Bauherren 2018 rund 62 Prozent, während der Anteil des Tiefbaus im Wirtschaftsbau lediglich 30 Prozent betrug.

5.3 Unterscheidung zwischen Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe

Unter den Bausparten ist die Unterscheidung zwischen dem Bauhauptgewerbe und dem Ausbaugewerbe die wichtigste. Belastbare Daten zu den beiden Hauptsparten, die auch der sehr kleinteiligen Betriebsstruktur im Ausbaugewerbe Rechnung tragen, finden sich wiederum in der Statistik des Bauvolumens (BBSR 2020). Die ausgewiesenen Deflatoren für die beiden Leistungsbereiche basieren auf dieser Statistik.

Abb. 34: Baupreise und Arbeitsproduktivität im Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe (Bauvolumen) 1960-2018



Anmerkung: Baupreise gemessen am Deflator des Bauvolumens für das Bauhauptgewerbe und das Ausbaugewerbe. Arbeitsproduktivität als Relation von realer Bruttowertschöpfung und Anzahl der Erwerbstätigen. Relativpreis und relative Arbeitsproduktivität als Relation der Werte von Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe.

Quelle: BBSR, DIW, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Im Gegensatz zu den zuvor behandelten Baupreisen weist die Differenzierung nach Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe im langfristigen Vergleich einen deutlichen Trend auf. Zwar ist die Korrelation zwischen den jährlichen Änderungsraten der Preise der beiden Produzentengruppen mit rund 87 Prozent weiterhin hoch, jedoch ist der Zusammenhang weniger eng, dies gilt vor allem für die Jahre 1970 bis 2005. In diesem Zeitraum ist der Anstieg der Preise im Bauhauptgewerbe jährlich um durchschnittlich einen Prozentpunkt hinter dem der Preise im Ausbaugewerbe zurückgeblieben.

Hintergrund des rückläufigen Relativpreises der Leistungen des Bauhauptgewerbes dürfte der Umstand sein, dass die Produktion im Bauhauptgewerbe im Vergleich zum Ausbaugewerbe industrieller und kapitalintensiver ist. Das Bauhauptgewerbe hat dadurch stärker am technischen Fortschritt teil, der in den verwendeten Maschinen inkorporiert ist, und weist deshalb ein stärkeres Wachstum der Arbeitsproduktivität auf. Tatsächlich ist die Relation der Arbeitsproduktivitäten von Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe in den vergangenen Dekaden deutlich gestiegen (Abb. 34). Seit etwa 2005 stagniert sie allerdings; passend dazu hat sich allerdings auch der Verfall der Preisrelation deutlich abgeflacht.

Für die Prognose der Baupreise bedeutet die weitgehende Konstanz des Relativpreises über die vergangenen 15 Jahre, dass eine nach Sparten disaggregierte Vorgehensweise kaum zusätzliche Information im Vergleich zur aggregierten Prognose bietet. Die Preisänderungsrate im Bauhauptgewerbe lag in den vergangenen 15 Jahren durchschnittlich um jährlich 0,02 Prozentpunkte unter der Preisänderungsrate des aggregierten Bauvolumens, ähnlich gering war der Unterschied im Ausbaugewerbe.

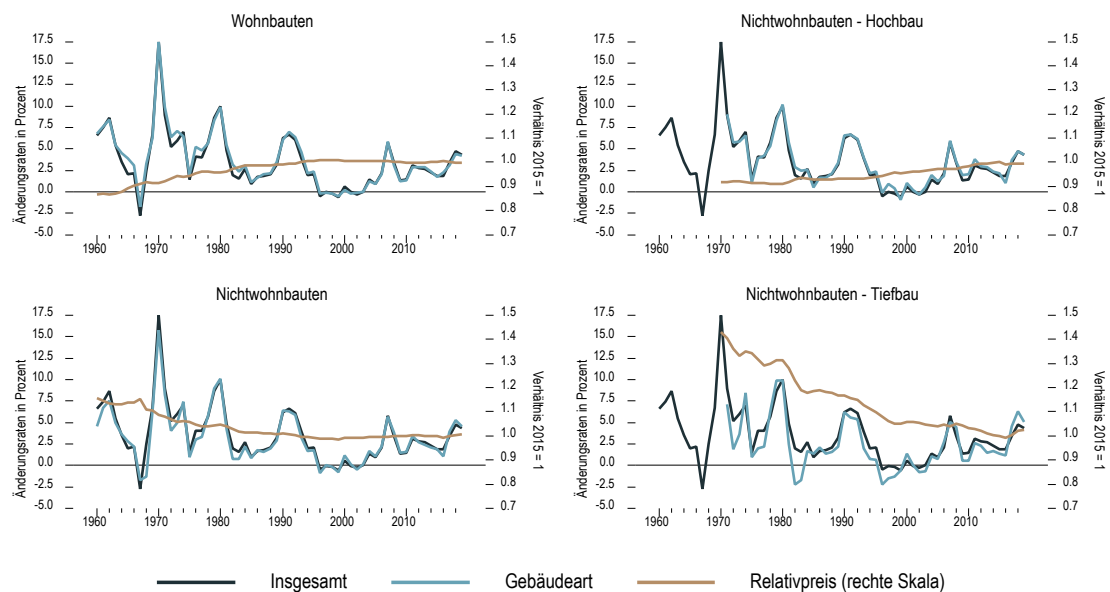
5.4 Unterscheidung nach Gebäudearten

Als letzte mögliche Differenzierung der Baupreisprognose soll jetzt die nach Gebäudearten untersucht werden. Die Datengrundlage bilden die Deflatoren der Bauinvestitionen nach Gebäudearten gemäß der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung.

Die Preise für Wohnbauten und Nichtwohnbauten steigen seit Jahrzehnten mit annähernd gleichen Raten. Die Korrelation der jährlichen Preisänderungsraten ist mit 95 Prozent sehr hoch. Die Preisrelationen sind seit Mitte der 1990er Jahre weitgehend konstant (Abb. 35). Mit Blick auf die Prognose lässt sich festhalten, dass die Preissteigerungsraten im Wohnungsbau und im Hochbausegment des Nichtwohnungsbaus den aggregierten Baupreisänderungen entsprechen und insofern mittels des prognostizierten aggregierten Baupreisanstiegs gut beschrieben werden.

Eine detailliertere Betrachtung der Nichtwohnbauten offenbart allerdings einen deutlichen Verfall der Preise im Tiefbau in Relation zu den übrigen Bauinvestitionen. Dieser Trend hat sich nach 2000 freilich spürbar abgeschwächt. In Anlehnung an den vorangegangenen Abschnitt liegt die Vermutung nahe, dass für diese Entwicklung abermals Unterschiede in den Kapitalintensitäten der Produktion und daraus abgeleitete Differenzen in den Trends der Arbeitsproduktivität verantwortlich sind. Da für den Bereich des Tiefbaus keine Daten zur Entwicklung der Arbeitsproduktivität vorliegen, lässt sich diese Hypothese nicht überprüfen; eine relativ hohe Kapitalintensität des Tiefbausektors erscheint aber immerhin evident.

Abb. 35: Baupreise im Wohnungsbau und Nichtwohnungsbau 1960-2019



Anmerkung: Baupreise gemessen am Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Wohnbauten und Nichtwohnungsbauten. Relativpreis als Relation des Deflators der jeweiligen Gebäudeart zum Deflator der Bauinvestitionen.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Im gesamten Zeitraum von 1960 bis 2019 blieb der Anstieg der Preise für Tiefbauleistungen pro Jahr um 1,1 Prozentpunkte hinter dem der aggregierten Baupreise zurück. Betrachtet man nur die zurückliegenden 15 Jahre, so lag der Unterschied lediglich bei 0,1 Prozentpunkten. Eine signifikant unterschiedliche Preisentwicklung ist damit in der mittleren Frist nicht zu erwarten.⁵⁴

5.5 Zwischenfazit

Die Prognose der Baupreise kann in vielfältiger Hinsicht differenziert vorgenommen werden. Die Preise liegen in sehr tiefer Gliederung nach Bauleistungen vor, zudem gibt es Daten zu den Gebäudearten, zu den Bauherren sowie regionale Differenzierungen. Entsprechend lässt sich die Prognose grundsätzlich sehr differenziert gestalten und damit Unterschieden in der Entwicklung der disaggregierten Baupreise Rechnung tragen. Sinnvoll ist eine Differenzierung allerdings nur, wenn zum einen zu erwarten ist, dass die disaggregierten Baupreise stark von der Entwicklung des Preisaggregats abweichen werden und

⁵⁴ Möglicherweise spielen aber auch andere Faktoren eine Rolle; seit 2017 sind die Preise für Tiefbauleistungen deutlich stärker gestiegen als die übrigen Baupreise. Eine Ursache hierfür könnte die Verknappung von Baukies und natürlichen Sanden und die daraus resultierenden Preissteigerungen (5,2 bzw. 4,5 Prozent) für dieses Vorprodukt sein (vgl. Abschnitt 2.3.1 und Bauindustrieverband NRW e.V. 2019). Eine höhere Bedeutung dieser Vorprodukte im Tiefbau, im Vergleich zum Hochbau bedingt eine Relativpreisverschiebung. Für eine Prognose bleibt die zukünftige Versorgungslage mit Baukies und natürlichen Sanden jedoch schwer abzuschätzen.

zum anderen Vorstellungen („Modelle“) darüber existieren, was diese Abweichungen auslöst und wie sich der oder die Treiber dieser Abweichungen im Prognosezeitraum entwickeln werden.

Maßgeblicher Treiber der Baupreise sind die Lohnstückkosten. Da sich die Arbeitskosten im Prinzip für alle Bauaktivitäten identisch entwickeln, ist von dieser Seite eine Tendenz zu einer einheitlichen Preisentwicklung angelegt. Unterschiedliche Preistrends sind dann im Wesentlichen bei unterschiedlichen Trends in der Arbeitsproduktivität zu erwarten. Kapitalintensive Bereiche des Bauhauptgewerbes dürften infolge eines höheren Produktivitätswachstums geringere Preissteigerungen aufweisen als die übrigen Bereiche. Dies lässt sich empirisch nachweisen. Allerdings haben sich die Unterschiede in den Produktivitätssteigerungen in den vergangenen 15 Jahren nahezu eingeebnet.

Unter diesen Umständen bietet eine separate Modellierung und Prognose disaggregierter Baupreise keinen Informationsvorteil gegenüber der Prognose des aggregierten Baupreisindex. Es reicht aus, die Prognose für die Anstiegsrate des Preisaggregats für die der Subaggregate zu übernehmen.

6. Beurteilung des Prognosemodells

Wie leistungsfähig ist das entwickelte Modell zur mittelfristigen Prognose der Baupreise? Wie „gut“ sind dessen Prognosen, d. h. wie „nah“ liegen die Prognosen an den realisierten Werten? Die Antwort auf diese Frage hängt nicht zuletzt davon ab, wie das Wort „nah“ in diesem Zusammenhang genau definiert ist. Die Antwort hängt ferner von dem Untersuchungsdesign der Beurteilung ab. Dieses muss sicherstellen, dass wirklich alle Faktoren, die für Prognosefehler sorgen können, berücksichtigt werden. Die Frage hängt darüber hinaus davon ab, welche alternativen Prognoseansätze zur Auswahl stehen. Da alle Prognosen immer auf Fehler hinauslaufen, gibt es keine absoluten Beurteilungskriterien, sondern stets nur relative.

Diese relative Art der Prognoseevaluation soll zum einen zur internen Optimierung des Modells verwendet werden. So wurden oben zwei verschiedene Baupreisgleichungen spezifiziert, die Neukeynesianische und die Gleichung der reduzierten Form, deren Prognosefähigkeiten im Gesamtsystem miteinander verglichen werden können, um daraus Schlussfolgerungen darüber zu ziehen, welche Rolle jede davon im System spielen soll. Außerdem wurden oben für einige der gesamtwirtschaftlichen Größen mehrere externe Prognosen aus verschiedenen Quellen (Gemeinschaftsdiagnose, SVR, EU-Kommission etc.) vorgestellt, die in die Baupreisprognose eingehen sollen, deren relative Güte und damit Bedeutung im Rahmen der Prognoseevaluation bestimmt werden kann. Zum anderen sollen die Baupreisprognosen des Gesamtsystems selbst mit alternativen Prognosen und Prognoseansätzen verglichen werden. Damit lässt sich feststellen, ob sich der Aufwand einer strukturellen Modellierung der Baupreise und der Aufbau eines Systems zur Prognose der Bestimmungsgründe gelohnt haben.

Im Folgenden wird zuerst auf die hier verwendete Auswahl an Referenzansätzen eingegangen, zu denen insbesondere auch zwei Modelle auf der Basis moderner maschineller Lernverfahren zählen. Anschließend wird auf die oben aufgeworfenen methodischen Fragen eingegangen und schließlich werden die Ergebnisse der Evaluation vorgestellt.

6.1 Günstige alternative Prognoseansätze für die Baupreise

Zweckmäßigerweise sollte es sich bei Ansätzen, mit denen das entwickelte Prognosesystem für die Baupreise verglichen wird, um „günstige“ Verfahren handeln. „Günstig“ meint dabei, dass der Einsatz dieser Verfahren weitaus weniger Aufwand erfordern sollte, als es für die Entwicklung des hier entwickelten Baupreisprognosesystems der Fall war. Sie sollten möglichst ohne eine theoretische Fundierung auskommen und idealerweise „auf Knopfdruck“ funktionieren. Dies ist bei einfachen zeitreihenbasierten Schätzern der Fall, daher stellen diese die Standardreferenzansätze in Evaluationen von gesamtwirtschaftlichen Prognoseansätzen dar. Hier sollen darüber hinaus zwei Prognoseansätze „ins Rennen“ geschickt werden, die unter Nutzung moderner maschineller Lernverfahren entwickelt wurden. Diese sind, sofern die Datenbasis und die Algorithmen verfügbar sind, ebenfalls relativ leicht implementierbar und insofern ebenfalls als günstige Alternativen zum entwickelten Prognosesystem aufzufassen. Im kurzfristigen Bereich stellen naturgemäß auch die Prognosen der externen Institutionen für den Baupreisanstieg einen naheliegenden Vergleichsmaßstab dar.

Einfache zeitreihengestützte Verfahren

Als „günstige“ Alternativen zum oben entwickelten Prognosesystem für die Baupreise können alle Verfahren angesehen werden, die mit dem verwendeten Datensatz sowie den gängigerweise verfügbaren gesamtwirtschaftlichen Daten und Indikatoren ebenfalls in der Lage sind, Prognosen für die Baupreise abzuleiten, idealerweise ohne viel Modellierungs- und Spezifikationsaufwand. Ein naheliegender und in der Praxis häufig verwendeter Ansatz ist die Fortschreibung mit der (oder den) zuletzt beobachteten Beobachtung(en) der zu prognostizierenden Größe y , also y_{t-1} , die im hier vorliegenden Anwendungsfall dem Baupreis bzw. dessen Änderungsrate zum Vorjahr entspricht.⁵⁵ Der Prognosewert $\hat{y}$ wäre in diesem Fall über den gesamten mittelfristigen Prognosezeitraum, der hier allgemein h Jahre und das laufende Jahr $h = 0$ mit umfassen soll, der gleiche:

$$\hat{y}_t = \hat{y}_{t+1} = \hat{y}_{t+2} = \dots = \hat{y}_{t+h} = y_{t-1} \quad (42)$$

Dieses Verfahren lässt sich auf verschiedene Weise variieren. Statt des zuletzt beobachteten Wertes y_{t-1} könnte ein Mittelwert der letzten k Jahre verwendet werden, ggf. auch mit einer Übergewichtung jüngerer Beobachtung wie Verfahren des exponentiellen Glättens.

Diese sehr einfachen Methoden werden hier nicht weiterverfolgt, auch weil sich zeigen lässt, dass sie sich als Spezialfälle einfacher Modelle der ökonometrischen Zeitreihenanalyse vom Typ

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \omega_t \quad (43)$$

darstellen lassen (Elliot und Timmermann 2016, S. 162f.), das als Autoregressives-Moving-Average (ARIMA) -Modell bekannt ist. In der Praxis wird der schwierig zu spezifizierende Moving-Average-Term

⁵⁵ Größen, die langfristig um ihren Mittelwert schwanken, können mit ihrem zuletzt beobachteten Niveau fortgeschrieben werden. Bei im Trend steigenden (nicht-stationären) Größen ist die Fortschreibung mit der Änderungsrate sinnvoller.

in der Regel dadurch approximiert, dass die Zahl der autoregressiven Verzögerungen p hinreichend hoch gewählt wird, mit der Folge, dass das Modell zu einem reinen autoregressiven (AR-) Modell

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (44)$$

wird, wobei im Falle der Modellierung einer nicht-stationären Größe wie des Baupreises, y wiederum für dessen Änderungsrate steht und der konstante Term, der bei einer stationären Variable deren langjährigen Durchschnitt beschreibt, entfällt ($c = 0$).

Modelle dieser Art haben sich in der Literatur als sehr leistungsfähig erwiesen und werden regelmäßig in gesamtwirtschaftlichen Prognoseevaluationsanalysen als Referenzmodelle eingesetzt (vgl. z. B. Benner und Meier 2005), weil ihre Prognosefehler als schwer zu unterbieten gelten. Es ist dieses Modell, dass unten als einer der Referenzansätze für das mittelfristige Prognosemodell für die Baupreise eingesetzt wird.

Dynamisches Faktormodell

Mit der Verfügbarkeit hoher Rechenkapazitäten und großer Datensätze hat in den zurückliegenden Jahren die Anwendung maschineller Lernverfahren im Rahmen der Prognose makroökonomischer Variablen deutlich zugenommen (Ahmed et al. 2010; Stock und Watson 2012; Li und Chen 2014; Kim und Swanson 2018; Smeekes und Wijler 2018; Chen et al. 2019; Milunovich 2020). Eine besonders häufig eingesetzte Methodik zur Prognose in datenreichen Umgebungen besteht darin, das autoregressive Modell (44) um statistische „Faktoren“ zu ergänzen, die Informationen einer – möglicherweise sehr hohen Zahl – exogener Variablen verdichtet darstellen (Stock und Watson 2012). Dieses Dynamische Faktormodell ergibt sich als

$$y_{t+h} = c + \sum_{i=0}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^k \gamma_j F_{j,t} + \epsilon_t \quad (45)$$

Hierbei werden in einem ersten Schritt die zur Verfügung stehenden Informationen der exogenen erklärenden Variablen zu einer geringen Anzahl an Faktoren $F_{j,t}$ verdichtet. Die Faktoren können unter anderem mittels einer statistischen Hauptkomponentenanalyse bestimmt werden. Die resultierenden Faktoren sind per Konstruktion unkorreliert miteinander und erklären in abnehmender Reihenfolge jeweils möglichst viel Varianz der erklärenden Variablen. Zu beachten ist, dass bei der Erstellung der Faktoren die spätere Zielvariable der Prognose unbeachtet bleibt und somit die Informationen zunächst nicht im Hinblick auf eine möglichst gute Prognosegüte verdichtet werden, sondern der Fokus auf der Bündelung der vorliegenden Informationen liegt.

Die Anwendung maschineller Lernverfahren bedarf zwar in der Regel keiner ökonomischen Theorie, jedoch müssen für die Schätzverfahren verschiedene Hyperparameter festgelegt werden. Im Fall des Dynamischen Faktormodells muss die Anzahl der autoregressiven Verzögerungen p sowie die Anzahl der Faktoren k festgelegt werden. In der vorliegenden Anwendung wurde die Auswahl anhand der statistischen Signifikanz der autoregressiven Terme und Faktoren getätigt. Oftmals erfolgt eine Bestimmung der Hyperparameter mit einer Kreuz-Validierung, bei der der Beobachtungszeitraum in verschiedene

Schätz- und Testzeiträume unterteilt wird. Aufgrund der begrenzten Beobachtungszahl bei der Analyse von Jahresdaten wurde auf die Anwendung verzichtet. Stattdessen werden verschiedene Auswahlverfahren⁵⁶ angewendet, welche in einem Vergleichszeitraum von 2000 bis 2019 anhand ihrer Prognosegüte beurteilt werden. Das Selektionsverfahren mit der höchsten Prognosegüte soll dann zum weiteren Vergleich mit dem theoretisch strukturellen Ansatz herangezogen werden.

Elastic Net

Das Elastic Net ist ein weiteres maschinelles Lernverfahren, es zielt jedoch auf eine Selektion der wichtigsten erklärenden Variablen, bei gleichzeitiger Schrumpfung der Schätzkoeffizienten, ab (Zou und Hastie 2005). Ausgangspunkt ist ein lineares Regressionsmodell

$$\hat{y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1,t} + \dots + \hat{\beta}_p x_{p,t} \quad (46)$$

dessen Koeffizienten β_i üblicherweise bestimmt werden, in dem die quadratische Abweichung zwischen geschätzten Werten $\hat{y}_t$ und tatsächlichen Werten y_t minimiert wird (OLS-Schätzer).

$$\hat{\beta}_{OLS} = \min_{\beta} \sum_{t=1}^T \left(y_t - \sum_{i=1}^K \beta_i x_{i,t} \right)^2 \quad (47)$$

Hierbei wird keine Variablenselektion betrieben, sondern alle Variablen werden immer mit in das Modell aufgenommen. Darunter können allerdings Variablen sein, welche kaum zur Erklärung der Zielvariablen beitragen. Im Fall von mehr erklärenden Variablen als Beobachtungen ist eine Schätzung zudem nicht möglich. Abhilfe schaffen sogenannte restringierte Schätzverfahren, welche neben der Minimierung der quadratischen Abweichung Bestrafungen für von Null verschiedene Koeffizienten vorsehen. Maßgeblich sind hier die Ridge-Regression (Hoerl und Kennard 1988) und die Lasso-Regression (Tibshirani 1996). Die Ridge-Regression ergänzt das quadratische Minimierungsproblem um einen quadratischen Bestrafungsterm der Koeffizienten, der dafür sorgt, dass die Koeffizienten in Richtung null geschrumpft werden.

$$\hat{\beta}_{Ridge} = \min_{\beta} \left(\sum_{t=1}^T \left(y_t - \sum_{i=1}^K \beta_i x_{i,t} \right)^2 + \lambda_R \sum_{i=1}^K \beta_i^2 \right) \quad (48)$$

Bessere Prognosen werden durch einen Eintausch von verringerter Varianz, bei erhöhtem Schätzfehler erlangt. Die Anwendung der Ridge-Bestrafung verhindert eine „zu gute“ Anpassung der Koeffizienten an die vorliegenden Beobachtungen.

Die Ridge-Regression nimmt allerdings keine Variablenselektion vor, so werden auch unwichtige Variablen weiter berücksichtigt, wenn auch mit kleinem Koeffizienten. Die Lasso-Regression hingegen reguliert Koeffizienten auch exakt auf den Wert Null – schließt sie somit vom Modell aus – und schrumpft die üb-

⁵⁶ Verwendete Schätzverfahren: OLS (keine Selektion), Stufenweise OLS-Regression (Auswahl anhand statistischer Signifikanz) und Lasso-Regression (restringierte OLS-Schätzung).

rigen in Richtung null. Die Lasso-Regression erlangt dies mit einem zusätzlichen Bestrafungsterm der absoluten Koeffizienten im Minimierungsproblem

$$\hat{\beta}_{Lasso} = \min_{\beta} \left(\sum_{t=1}^T \left(y_t - \sum_{i=1}^K \beta_i x_{i,t} \right)^2 + \lambda_L \sum_{i=1}^K |\beta_i| \right) \quad (49)$$

In Studien zeigte sich keine Dominanz von Ridge- oder Lasso-Regressionen im Hinblick auf die Prognosegüte (Tibshirani 1996 und Fu 1998). Das Elastic Net kombiniert beide Schätzverfahren und ist so in der Lage, die Vorzüge beider Techniken zu kombinieren. Das Elastic Net ist geeignet, stark korrelierte erklärende Variablen zu finden und gleichzeitig im Modell zu berücksichtigen, sofern sie ausreichend zur Erklärung der Zielvariable beitragen. Zugleich können nicht relevante Variablen komplett aus dem Modell ausgeschlossen werden. Das Minimierungsproblem der klassischen OLS-Regression wird um die Bestrafungsterme der Ridge- und Lasso-Regression ergänzt

$$\hat{\beta}_{EN} = \min_{\beta} \left(\sum_{t=1}^T \left(y_t - \sum_{i=1}^K \beta_i x_{i,t} \right)^2 + \lambda_R \sum_{i=1}^K \beta_i^2 + \lambda_L \sum_{i=1}^K |\beta_i| \right) \quad (50)$$

Das Elastic Net muss anhand von Hyperparametern (λ_R und λ_L) konfiguriert werden. Höhere Werte führen dabei zu einer stärkeren Bestrafung der Koeffizienten, es werden folglich weniger Variablen ausgewählt und die Koeffizienten ausgewählter Variablen stärker Richtung Null geschrumpft.

Der Hyperparameter der Ridge-Bestrafung λ_R wird mittels der von Hoerl, Kennard und Baldwin (HKB) (1975) vorgestellten Methodik bestimmt. Der Hyperparameter der Lasso-Bestrafung wird anhand verschiedener statistischer Informationskriterien wie dem Akaike (AIC) und dem Bayesschen (BIC) Kriterium bestimmt. Die auf Basis der verschiedenen Informationskriterien resultierenden Prognosegleichungen werden dann anhand ihrer Prognosegüte im Zeitraum zwischen 2000 und 2019 verglichen, um schließlich die Hyperparameter Kombination auszuwählen, welche den geringsten Prognosefehler im Vergleichszeitraum aufweist.

Datengrundlage

Die Variablenauswahl für die beiden maschinellen Lernverfahren umfasst alle im strukturellen Modell verwendeten Daten sowie weitere Indikatoren der wirtschaftlichen Entwicklung im Baugewerbe und in der Gesamtwirtschaft. Ebenfalls werden rund 30 Indikatoren des ifo Instituts aus Umfragen des Bauhauptgewerbes berücksichtigt. Sämtliche Daten werden vor ihrer Verwendung durch Logarithmieren und Differenzieren transformiert, um sicherzustellen, dass sie stationär sind. Eine Übersicht der verwendeten Daten findet sich im Anhang A.2. Die Ergebnisse der maschinellen Lernverfahren werden im folgenden Abschnitt der Modellevaluation den Prognosen der strukturellen Modellierung sowie weiteren Referenzprognosen gegenübergestellt.

6.2 Methodische Aspekte

Zur Wahl des Beurteilungskriteriums

Um die Güte von Prognosen vergleichen zu können, bedarf es eines sachlich geeigneten Kriteriums. Dieses sollte sich an dem Schaden oder Verlust orientieren, der eintritt, wenn sich herausstellt, dass die Prognose den tatsächlichen Wert verfehlt hat; das beste Prognosemodell ist so gesehen jenes, welches dieses Kriterium minimiert. Das Beurteilungskriterium für einen Prognoseansatz, der das Vorzeichen der zu erwartenden Baupreisänderung richtig voraussagen soll, wird daher anders definiert sein, als jenes für einen Ansatz, dessen Fokus auf der zu erwarteten Anstiegsrate der Baupreise liegt.

In den meisten ökonomischen Untersuchungen geht es um den letzteren Fall. Das geeignete Beurteilungskriterium ist dann die Höhe der Abweichungen der Realisation von den Prognosewerten, $y_t - \hat{y}_t$. Zumeist wird der Mittelwert der Summe der quadratischen Prognosefehler (Mean Square Error, MSE) berechnet. Die Quadrierung sorgt dabei dafür, dass das Vorzeichen der Prognosefehler irrelevant ist, Überschätzungen das gleiche Gewicht bekommen wie Unterschätzungen. Zudem wiegen dadurch größere Prognosefehler schwerer.

Die Ermittlung erfolgt bei einer Prognose über einen Horizont von K Perioden, indem die Abweichungen getrennt für jeden Prognoseschritt k über einen historischen Vergleichszeitraum erfolgt, der zum Zeitpunkt T_1 beginnt und typischerweise bis zum Zeitpunkt T läuft, an dem die verfügbaren Daten enden. Er umfasst somit $T - T_1 - k + 1$ Beobachtungen an Prognosefehlern. Im vorliegenden Fall der Evaluierung der mittelfristigen Baupreisprognose ist $K = 6$ (inklusive des laufenden Jahres), T_1 liegt im Jahr 2000 und T im Jahr 2019. Es stehen somit für die Beurteilung der Prognosen im laufenden Jahr ($k = 1$) insgesamt 20 Beobachtungen zur Verfügung, während die Evaluation der Prognosen für das fünfte echte Prognosejahr ($k = 6$) mit 14 Beobachtungen auskommen muss. Ausgewiesen wird für jeden Prognoseschritt k die Quadratwurzel des MSE, der RMSE (Root Mean Square Error):

$$RMSE_k = \sqrt{\frac{1}{T_k} \sum_{t=T_1+k}^T (y_{t+k} - \hat{y}_{t+k})^2} \quad . \quad (51)$$

Das Ziehen der Wurzel hilft bei der Interpretation des RMSE; sie entspricht dadurch der Standardabweichung. Im Folgenden wird daher synonym auch von der Prognosefehlerstandardabweichung gesprochen.

Der Vergleich zweier Prognoseansätze hinsichtlich des RMSE gibt im Prinzip Aufschluss über den mit der höheren Prognosegüte. Da der RMSE allerdings zufälligen Schwankungen unterliegen kann, ist sicher zu stellen, dass eine Prognose einer anderen statistisch signifikant überlegen ist. Statistische Tests wie der Test von Diebold und Mariano (1995) ermöglichen es, mehrere Prognosen hinsichtlich statistisch signifikanter Überlegenheit zu untersuchen.

Prognosekombinationen

Im Rahmen der Evaluation ist auch zu prüfen, ob eine Kombination der Prognosen der beiden einzelnen Baupreisgleichungen und/oder die Kombination verschiedener externer Prognosen die Leistungsfähigkeit des Gesamtmodells erhöht. Kombinationen mehrerer Prognosen der Prognosegüte können Einzelprognosen überlegen sein, sofern die Fehler der Einzelprognosen wenig miteinander korreliert sind: Wenn der eine Ansatz immer dann hohe Fehler aufweist, wenn der andere gut funktioniert und umgekehrt, hat deren Kombination im Mittel über mehrere Prognosen notwendigerweise einen geringeren RMSE als die Einzelansätze; im Idealfall sind die Prognosefehler der Ansätze sogar negativ korreliert, heben sich also teilweise gegenseitig auf (Elliott und Timmermann 2016, S. 320ff.).

Hinsichtlich der Gewichte, mit denen Einzelprognosen miteinander kombiniert werden sollten, zeigt die Literatur recht eindeutig, dass eine einfache Gleichgewichtung aller eingehenden Prognosen in der Regel die besten Ergebnisse liefert. Auf Basis der historischen Prognosefehler geschätzte Wägungsanteile zeigen häufig keinen Mehrwert. Dies liegt daran, dass die Wägungsanteile typischerweise mit relativ hohen Fehlern zu schätzen sind, weil die Stichproben an untersuchten Prognosefehlern zumeist klein sind und die Einzelprognosen stark miteinander korrelieren und die Schätzer entsprechend unpräzise ausfallen (Smith und Wallis 2009).

Untersuchung mittels historischer Simulation

Erstes Mittel der Wahl zur systematischen Beurteilung eines Prognoseverfahrens oder –modells ist eine Beurteilung der Güte der Prognosen, die sich durch die Simulation einer Abfolge von Quasi-Echtzeit-Prognosesituationen über einen historischen Zeitraum berechnen lassen. Da die Analyse zu jedem simulierten historischen Prognosezeitpunkt – sieht man von der Modellspezifikation ab – nur Informationen verarbeitet, die zu jenem Zeitpunkt tatsächlich vorgelegen hätten, wird sie auch als Pseudo-Out-of-Sample-Analyse bezeichnet. Dazu wird ein Teil der insgesamt T zur Verfügung stehenden Beobachtungen des Beobachtungszeitraums aus der Schätzung der Modellparameter ausgeschlossen, um anschließend die Prognosegüte des geschätzten Modells anhand des ausgelassenen Beobachtungszeitraums zu evaluieren.⁵⁷

Liegt der Beurteilungszeitraum wie in der vorliegenden Analyse am Ende des Gesamtzeitraums, so werden die Parameter des Modells zunächst nur mit Daten, die vor dem Beginn des Beurteilungszeitraums enden, geschätzt und dann Prognosen über den ersten Prognosehorizont von sechs Jahren erstellt. Anschließend rückt die Analyse ein Jahr vor und nimmt das erste Jahr des Beurteilungszeitraums mit in die Parameterschätzung auf und erstellt dann einen weiteren Satz von 6-Schritt-Prognosen für den Zeitraum, der nach dem ersten Jahr des Beurteilungszeitraums beginnt. Dieses rollierende Vorgehen wird bis zum Ende des Beurteilungszeitraums fortgesetzt. Es liefert einen Satz von Ein-Schritt-, Zwei-Schritt-,

⁵⁷ Idealerweise würde nicht nur die Parameterschätzung, sondern die gesamte Spezifikation ohne die ausgeschlossenen Beobachtungen vorgenommen. In der Zeitreihenanalyse mit Jahresdaten ist der Beobachtungszeitraum oftmals zu klein, um nennenswerte Evaluationszeiträume von der Modellspezifikation auszunehmen. Im Falle des Prognosemodells der Baupreise beginnt der zur Verfügung stehende Beobachtungszeitraum im Jahr 1963 mit der ersten Veröffentlichung der ifo Umfragewerte für die Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe. Aufgrund der tendenziell langen Konjunkturzyklen in der Bauwirtschaft und den wirtschaftlichen Umbrüchen in Folge der Wiedervereinigung, kann bei der Spezifikation nicht auf einen signifikanten Teil der zur Verfügung stehenden Beobachtungen verzichtet werden, ohne die Modellgüte deutlich einzuschränken. Daher wird die Variablenauswahl der zur Prognose eingesetzten Modelle anhand des gesamten Beobachtungszeitraums getroffen.

..., 6-Schritt-Prognosen, deren Abweichungen von den tatsächlichen Baupreisen zum jeweiligen Zeitpunkt die Grundlage für die Berechnung von Prognosefehlermaßen darstellen. Als Maß für den Prognosefehler wird hier, der Literatur folgend, die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler (RMSE) herangezogen (Benner und Meier 2004, S. 645).

Für diese Analyse wird hier, wie oben bereits erwähnt, der Zeitraum von 2000 bis 2019 gewählt. Maßgeblicher Grund für diese Auswahl ist, dass in dem oben entwickelten Kaskaden-Ansatz externe Prognosen für die exogenen Größen eine zentrale Rolle spielen und diese Prognosen somit, neben dem Design des Modells und der Schätzung seiner Parameter, maßgeblich von der Güte dieser externen Prognosen abhängen. Um diese in der Beurteilung mit berücksichtigen zu können, muss die Untersuchung so durchgeführt werden, dass für die exogenen Daten die historischen Prognosen der externen Institutionen eingesetzt werden. Für alle relevanten Konjunkturprognosen (Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrat, Deutsche Bundesbank, EU-Kommission, Internationaler Währungsfonds) ist dies erst ab dem Jahr 2000 möglich.

Untersuchung mittels stochastischer Simulation

Das dargestellte Untersuchungsdesign ist in der Literatur gängig, hat allerdings in einer Untersuchung, die mit relativ wenigen Beobachtungen auskommen muss, zwei Nachteile. Zum einen wird der Beurteilungszeitraum nicht besonders lang sein, damit hinreichend Beobachtungen für die Parameterschätzung verbleiben. Damit besteht tendenziell die Gefahr, dass die Ergebnisse abhängig von dem gewählten Beurteilungszeitraum sind. Zum anderen werden die Parameterschätzungen notwendigerweise stets auf weniger Beobachtungen basiert als zum Ende des Untersuchungszeitraums tatsächlich für den Einsatz des Modells oder Verfahrens in der Echtzeit-Prognose zur Verfügung stehen. In kleinen Stichproben kann der Unterschied bereits dazu führen, dass die Prognosegüte des Modells unterschätzt wird.

Daher wird hier die Prognosegüte des Modells ergänzend mittels eines stochastischen Simulationsverfahrens (parametrischer Bootstrap) beurteilt. Der Untersuchungsaufbau ist in diesem Fall so, dass mithilfe einer stochastischen Simulation des Modells künstliche Datensätze erzeugt werden, die dieselben statistischen Eigenschaften aufweisen wie der tatsächliche Datensatz. Dazu werden sie aus einer gemeinsamen Verteilung gezogen, deren Zeitreihen die gleichen Mittelwerte und Streuungen und auch die gleichen Korrelationen untereinander aufweisen wie der Originaldatensatz. Im Einzelnen ist der Bootstrap-Algorithmus wie folgt aufgebaut (Clements und Taylor 2001, Borbély und Meier 2005):

1. Korrigiere die Parameterschätzer des Ausgangsmodells um die statistische Verzerrung, die autoregressiven Modellen in kleinen Stichproben inne ist, mit der Simulationsmethode von Kilian (1998).
2. Ziehe unter Verwendung der verzerrungsbereinigten Parameterschätzer des Ausgangsmodells aus der Verteilung des Originaldatensatzes einen neuen künstlichen Datensatz der Zeitreihengänge T durch eine randomisierte Umsortierung des Residuenvektors auf der Zeitachse.
3. Verwende den künstlichen Datensatz, um die Modellparameter neu zu schätzen.
4. Ziehe unter Verwendung der verzerrungsbereinigten Parameterschätzer des Ausgangsmodells aus der Verteilung des Originaldatensatzes einen künstlichen Datensatz der Länge $p + K$,

wobei p die maximale Verzögerungsordnung des Ausgangsmodells ist, und zwar so, dass die ersten $T - p + 1$ Beobachtungen des künstlichen Datensatzes mit den letzten $T - p + 1$ Beobachtungen des Originaldatensatzes identisch sind. Auf diese Weise wird die in $T + 1$ beginnende Prognose der künstlichen Daten exakt so von den letzten $T - p + 1$ Beobachtungen des Originaldatensatzes abhängig, wie es eine zu jenem Zeitpunkt beginnende reale Prognose infolge der im Modell angelegten Verzögerungen ist (Pascual et al. 2001).

5. Berechne mit den unter 3.) ermittelten Parameterschätzern eine Prognose für die endogenen Variablen des Modells von $T + 1$ bis $T + K$. Ermittle für die Variablen von Interesse für jeden Prognosehorizont $k = 1, \dots, K$ die Abweichungen zwischen den Prognosewerten und den in unter 4.) erzeugten künstlichen Daten.
6. Wiederhole 1.) – 5.) n -mal, um die empirische Verteilungen der Prognosefehler für jeden Prognosehorizont k zu erhalten.
7. Berechne für jeden Schritt k das 68 Prozent-Prognosekonfidenzintervall als oberes und unteres 32 Prozent-Quantil der Verteilung der Prognosefehler. Das zur Beurteilung der Prognosegüte heran gezogene simulationsbasierte Maß für jeden Schritt k , $RMSE_k^{Boot}$, ergibt sich als

$$RMSE_k^{Boot} = \frac{1}{2} (\text{Obere 68\%-Intervallgrenze} - \text{Untere 68\%-Intervallgrenze}) .$$

Dabei ist die im letzten Schritt gewählte Skalierung mit dem Faktor $\frac{1}{2}$ dadurch motiviert, dass bei einer normalverteilten Zufallsvariable das 68 Prozent-Konfidenzintervall genau 2 Standardabweichungen (oder RMSE) ausmacht.

Das beschriebene Vorgehen wird für das Modell $n = 4999$ Mal wiederholt, es werden also 4999 Prognosen erstellt und deren Abweichungen von den (ebenfalls künstlich erzeugten) Realisationen untersucht. Die so gewonnenen Beurteilungsmaße $RMSE_k^{Boot}$ sind unabhängig von der Situation in dem konkreten Stichprobenzeitraum 2000 bis 2019 und die Analyse kann für die Parameterschätzungen zudem den vollen Stichprobenumfang T nutzen, der am aktuellen Rand tatsächlich auch für die Schätzungen zur Verfügung steht. Sie sind insofern besser zu verallgemeinern und stellen deshalb auch das zentrale Maß zur Beurteilung der Leistungsfähigkeit des Prognosemodells dar. Ihre Größenordnung sollte ungeachtet der methodischen Unterschiede in der Nähe der mittels historischer Simulation ermittelten Beurteilungsmaße $RMSE_k$ liegen.

6.3 Prognosegüte des Baupreisprognosemodells

Aufgrund der Verfügbarkeit langer Zeitreihen mit historischen Prognosen ist es für die Analyse der Prognosegüte der externen Prognosen hinreichend, deren Güte mittels des oben durchgeführten einfachen Vergleichs zwischen Prognosen und Realisationen zu bestimmen. Für die Beurteilung der Prognosegüte des Gesamtansatzes muss der Analyseaufwand erhöht werden. Es kommen die oben vorgestellten Verfahren der historischen und der stochastischen Prognosesimulation zum Einsatz. Ausgewiesen werden für jedes Verfahren und jeden Prognoseschritt die Prognosefehlerstandardabweichungen, und zwar getrennt für die beiden oben entwickelten Preissetzungsgleichungen, d. h. für die strukturelle Gleichung gemäß der Neukeynesianischen Theorie (21) und die Preissetzungsgleichung der reduzierten Form

(22). Beide Gleichungen greifen bei den sie treibenden Variablen auf die mit dem Gesamtsystem erzeugten Prognosen für diese Variablen inklusive der an der jeweiligen Stelle eingesetzten externen Prognosen zurück. Außerdem wird untersucht, ob eine Kombination der beiden Prognosen mit gleichen Gewichten zu einer geringeren Prognosefehlerstandardabweichung führt.

Diese drei Varianten des Gesamtansatzes werden mit den Prognosen der drei Referenzmodelle verglichen, dem autoregressiven Modell (AR-Modell) und den beiden Modellen auf der Basis maschineller Lernverfahren, der Dynamischen Faktoranalyse und dem Elastic Net. Als weitere Referenz werden die Baupreisprognosen der Gemeinschaftsdiagnose und des Sachverständigenrats untersucht; diese sind allerdings nur für die ersten drei (Sachverständigenrat: zwei) Prognoseschritte, also für das jeweils laufende Jahr und das Folgejahr verfügbar.

Ergebnisse der historischen Simulation

Der Untersuchungszeitraum für die historische Simulationsanalyse reicht vom Jahr 2000 bis zum Jahr 2019. Dazu werden im ersten Schritt sämtliche zur Prognose eingesetzten Modelle bis zum Jahr 1999 geschätzt und Prognosen für die Jahre 2000 bis 2005 erstellt. Die Prognosen werden mit den tatsächlichen Baupreisen der jeweiligen Jahre abgeglichen und die Prognosefehler berechnet. Im zweiten Schritt werden die Modelle bis zum Jahr 2000 geschätzt und Prognosen für die Jahre 2001 bis 2006 erstellt. Dieser Vorgang wird bis zum Ende des Beobachtungszeitraums wiederholt. Letzter Datenstand der Prognosen ist jeweils der November eines jeden Jahres. Die Ergebnisse der hier vorgestellten Evaluation gelten strenggenommen nur für Prognosen, die mit diesem Datenstand erstellt werden. Evaluationsergebnisse für Prognosen auf Basis des Datenstandes im Mai finden sich im Anhang.

Für die Prognosen des laufenden Kalenderjahres zeigt sich, dass das hier vorgestellte Neukeynesianische Modell, das Modell der reduzierten Form sowie die gleichgewichtige Kombination der beiden Modelle gegenüber den Prognosen vom Sachverständigenrat und der Gemeinschaftsdiagnose im Vergleichszeitraum unterlegen sind, wenn auch nicht so ausgeprägt wie das einfache autoregressive Modell (Tab. 11).⁵⁸ Für Prognosen, die über das laufende Kalenderjahr hinausgehen, ändert sich die Beurteilung zugunsten der hier vorgestellten Prognosemodelle. Der RMSE für das nächste Kalenderjahr ist bereits geringer als der von Gemeinschaftsdiagnose und Sachverständigenrat, aber auch geringer als die des AR-Modells und der maschinellen Lernverfahren.

Bis zum dritten Prognoseschritt ($t+2$) sind die strukturellen Prognosemodelle dem einfachen autoregressiven Modell im Vergleichszeitraum überlegen. Im vierten und sechsten Prognoseschritt ändert sich die Relation und das autoregressive Modell schneidet gemessen an den RMSEs der Jahre 2005 bis 2019 besser ab als die strukturellen Prognosemodelle. Eine Kombination der beiden strukturellen Prognoseansätze („Prognose-Modell“) erweist sich über den Beobachtungszeitraum als vorteilhaft, die kombinierten Prognosen weisen im Mittel geringere RMSEs auf als die Prognosen des Neukeynesianischen Modells und des Modells der reduzierten Form.

⁵⁸ Der Stichprobenumfang der Preisprognosen des Bauvolumens ist mit 4 Beobachtungen für Prognosen des laufenden Jahres und 2 Beobachtungen für Prognosen des nächsten Kalenderjahres sehr gering und nur eingeschränkt aussagekräftig. Festgestellt werden kann, dass die Prognosefehler der im Rahmen der Bauvolumensrechnung erstellten Prognosen sich in derselben Größenordnung bewegen wie Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose und des Sachverständigenrates.

Tab. 11: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise, historische Simulation 2000-2019 in Prozentpunkten

Modell / Institution	Prognosehorizont					
	t + 0	t + 1	t + 2	t + 3	t + 4	t + 5
Neukeynesianische Gleichung	0,66	1,04	1,30	1,42	1,34	1,35
Gleichung der reduzierten Form	0,77	0,90	1,29	1,45	1,30	1,40
Prognose-Modell ¹	0,66	0,93	1,26	1,40	1,29	1,35
AR-Modell ²	1,25	1,62	1,53	1,37	1,37	1,26
Gemeinschaftsdiagnose ³	0,41	1,39	1,53 [†]			
Sachverständigenrat ⁴	0,42	1,49				
BBSR/DIW Bauvolumen ⁵	0,37 [†]	1,61 [†]				
Dynamische Faktoranalyse ⁶		1,12	2,40	3,09	1,94	3,20
Elastic Net ⁶		1,04	1,74	1,82	2,25	2,17

Anmerkung: ¹Gleichgewichtete Kombination der Prognosen von neukeynesianischem Modell und Modell der reduzierten Gleichung.

²Autoregressives Modell der Baupreise vom Grad 1. ³Herbstprognosen der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten, Veröffentlichung erfolgt im Oktober und ist damit vom verfügbaren Datenstand den anderen Prognosen gegenüber im Nachteil. ⁴Prognosen des Sachverständigenrates für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten. ⁵Prognosen des DIW im Auftrag des BBSR für die Preisentwicklung des Bauvolumens. ⁶Mit Hilfe der maschinellen Lernverfahren wurden zunächst keine Prognosen für das laufende Kalenderjahr erstellt. [†]Prognosefehler der Prognosen für die Jahre 2016 bis 2019. [‡]Prognosefehler der Prognosen für die Jahre 2018 und 2019.

Quelle: Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrates, eigene Berechnungen.

Die Dynamische Faktoranalyse und das Elastic Net schneiden in der Literatur in Prognosevergleichen häufig gut ab (Kim und Swanson 2018; Li und Chen 2014; Smeekes und Wijler 2018). In der vorliegenden Untersuchung sind sie dagegen – zumindest in der gewählten Parametrisierung und dem zur Verfügung stehenden Datensatz – in keinem Prognoseschritt dem strukturellen Modell überlegen. Im Hinblick auf Prognosen für das nächste Kalenderjahr sind sie jedoch den externen Prognosen im Vergleichszeitraum überlegen. In der mittleren Frist nimmt die Prognoseleistung dieser maschinellen Lernverfahren deutlich ab. Sie fällt dann bei beiden Verfahren schlechter aus als das einfache AR-Modell und als die strukturelle Modellierung.

Über den Untersuchungszeitraum wies das favorisierte mittelfristige Prognosemodell für die Baupreise, die gleichgewichtete Kombination der Prognosen beider Preisgleichungen, RMSEs von 0,66 (t+0) bis 1,35 (t+5) Prozentpunkten auf. Unter der Annahme einer Normalverteilung der Prognosefehler wird die tatsächliche Anstiegsrate der Baupreise beispielsweise im fünften Jahr bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 32 Prozent in einem Intervall liegen, das von der Punktprognose um jeweils 1,35 Prozentpunkte

nach oben und nach unten abweicht. Soll die Irrtumswahrscheinlichkeit nur 5 Prozent betragen, wäre jeweils das Doppelte der Werte anzusetzen, um das Intervall zu bestimmen.

Untersuchung mittels stochastischer Simulation der Prognose

Die Vorgehensweise bei der stochastischen Simulation der Prognose war oben ebenfalls skizziert worden. Bei der praktischen Umsetzung kommt die Problematik hinzu, dass für die systematische Berücksichtigung der Prognosefehler der externen Prognosen im Rahmen des Simulationsansatzes lange Zeitreihen für diese Fehler vorliegen müssen. Für die Konjunkturprognosen der Gemeinschaftsdiagnose und des Sachverständigenrats kann auf Prognosehistorien bis in die 1960er Jahre zurückgegriffen werden, mit denen sich solche langen Fehlerzeitreihen berechnen lassen. Für jene Größen und Institutionen, für die dies nicht möglich ist, werden für die fehlenden Jahre pseudo-historische Prognosen mithilfe autoregressiver Prognosemodelle berechnet.⁵⁹

Die stochastisch simulierten Prognosefehler liegen bei allen Verfahren mit Ausnahme des AR-Modells in derselben Größenordnung wie die Prognosefehlerstandardabweichung des historischen Analyseexperiments (Tab. 12). Der starke Anstieg der Prognosefehlerstandardabweichung beim AR-Modell gegenüber dem Pseudo-Out-of-Sample-Experiment deutet daraufhin, dass die günstigen Ergebnisse des Pseudo-Out-of-Sample-Experiments wohl stichprobengetrieben waren.⁶⁰ Die Baupreise im laufenden Kalenderjahr werden wie im Pseudo-Out-of-Sample-Experiment am besten von der Gemeinschaftsdiagnose und vom Sachverständigenrat getroffen, wobei nur ein geringer Unterschied zwischen der Prognosegüte der letzteren beiden Institutionen liegt. Bei Prognosen, die über das laufende Kalenderjahr hinausgehen, weisen die strukturellen Modelle auch in diesem Experiment geringere RMSEs auf als alle alternativen Verfahren. Die gleichgewichtete Kombination der beiden strukturellen Prognosemodelle erweist sich erneut als vorteilhaft im Hinblick auf die Reduktion der mittleren Prognosefehler über alle Prognoseschritte hinweg. Das Prognosemodell ist bei Prognosen für das kommende Jahr treffsicherer als die Prognosen der externen Institutionen und des einfachen autoregressiven Modells. Auch für die mittlere Frist weist die Kombination der strukturellen Modelle in dieser Analyse wieder niedrigere RMSEs auf und nun auch für alle Prognoseschritte. Unter den maschinellen Lernverfahren schneidet das Elastic Net positiv im Vergleich zum autoregressiven Modell ab, während das Dynamische Faktormodell sich in der mittleren Frist in der Region des autoregressiven Modells bewegt. Allerdings weist auch das Elastic Net einen höheren mittleren Prognosefehler auf als die strukturellen Modelle.

⁵⁹ Die Güte dieser AR-Prognosen reicht natürlich bei Weitem nicht an die Güte kurzfristiger Prognosen der externen Institutionen heran. Sie dürfte aber die Struktur der externen Prognosen insofern nachbilden, als ihre Prognosefehler in jenen Jahren besonders groß sein dürften, in denen auch die externen Prognosen höhere Fehler als im Mittel ausweisen bzw. ausgewiesen hätten, wenn sie zu dem Zeitpunkt bereits Prognosen veröffentlicht hätten. Sie sind somit in der Lage, die zeitliche Korrelation der Fehler der externen Institutionen mit den Fehlern des übrigen Modells abzubilden. Die insgesamt größere Höhe der Prognosestandardabweichung der AR-Prognosen wird mittels Re-Kalibrierung dem niedrigeren Niveau der tatsächlich beobachteten Prognosefehler für die jeweilige Größe und Institution angepasst.

⁶⁰ Weitere Indizien dafür sind, dass die Prognosestandardabweichungen des AR-Modells bei weiter in die Zukunft reichenden Prognoseschritten geringer sind, was gegen jede Intuition ist. Eine Ausweitung des Stichprobenzeitraums auf die Zeit von 1980 bis 2019 im Rahmen einer separaten Untersuchung ergab für das AR-Modell Pseudo-Out-of-Sample-Prognosestandardabweichungen in der Größenordnung der für dieses Modell stochastisch simulierten.

Tab. 12: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise, stochastische Simulation in Prozentpunkten

Modell / Institution	Prognosehorizont					
	t + 0	t + 1	t + 2	t + 3	t + 4	t + 5
Neukeynesianische Gleichung	0,76	1,11	1,40	1,61	1,73	1,68
Gleichung der reduzierten Form	0,62	1,01	1,38	1,75	1,70	1,61
Prognose-Modell ¹	0,62	0,92	1,25	1,48	1,54	1,42
AR-Modell ²	1,84	2,30	2,53	2,64	2,69	2,74
Gemeinschaftsdiagnose ³	0,44	1,30				
Sachverständigenrat ⁴	0,49	1,23				
Dynamische Faktoranalyse ⁵		1,24	1,88	2,40	2,70	2,74
Elastic Net ⁵		1,12	1,17	1,74	1,77	1,66

Anmerkung: Simulation der Prognosegüte mittels parametrischen Bootstrap mit 4999 Wiederholungen. ¹Gleichgewichtete Kombination der Prognosen von neukeynesianischem Modell und Modell der reduzierten Gleichung. ²Autoregressives Modell der Baupreise vom Grad 1. ³Prognosen der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (Herbstgutachten) für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten. ⁴Prognosen des Sachverständigenrates für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten. ⁵Mit Hilfe der maschinellen Lernverfahren wurden zunächst keine Prognosen für das laufende Kalenderjahr erstellt.

Quelle: Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrat, eigene Berechnungen.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass sich die strukturellen Modelle der Baupreise sowie deren Kombination in der mittleren Frist als zuverlässige und meist überlegene Prognoseansätze erweisen. Dies gilt sowohl für die historische Simulation über die vergangenen zwanzig Jahre als auch für die allgemeinere stochastisch-simulative Analyse. Bei Prognosen für das nachfolgende Kalenderjahr (t+1) muss für den hier entwickelten Prognoseansatz mit einem Prognosefehler von rund 1 Prozentpunkt gerechnet werden, der über die mittlere Frist bis auf 1½ Prozentpunkte im fünften echten Prognosejahr steigt.

Für das laufende Kalenderjahr weisen dagegen die Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose und des Sachverständigenrates deutlich geringere Prognosefehlerstandardabweichungen auf. Die Güte der Prognosen des strukturellen Modells in den weiteren Prognoseschritten lässt sich unter diesen Umständen dadurch verbessern, dass für das jeweils laufende Jahr die Baupreisprognose der externen Institutionen übernommen wird. Diese Vorgehensweise wird damit zum Standard bei der mittelfristigen Prognose der Baupreise mit dem vorgestellten Prognoseansatz. Die Prognosegüte für das folgende Kalenderjahr verbessert sich dadurch gemessen an der mittleren quadratischen Abweichung der Jahre 2000 bis 2019 im Mittel um rund 3 Prozent, in der Analyse mittels des parametrischen Bootstraps um 1 Prozent.

Exkurs: Rolle externer Fehlprognosen für den Prognosefehler des Baupreisprognosesystems

Oben war bereits herausgestellt worden, dass der hier entwickelte Prognoseansatz für die mittelfristige Entwicklung der Baupreise konzeptionell auf der Vorstellung fußt, dass sich branchenspezifische Preisaggregate mittelfristig maßgeblich von den gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen bestimmt werden und Prognosen dafür von externen Institutionen übernommen werden, die ihrerseits nicht fehlerfrei sind. Diese prinzipielle Prognoseunsicherheit wurde in den obigen Prognosefehleranalysen berücksichtigt. Es mag von Interesse sein, wieviel des gesamten Fehlers des Prognosesystems auf die Fehler in den externen Prognosen zurückgeht.

Um dies zu bestimmen, wurde eine zweite Variante der stochastischen Prognosesimulation berechnet, bei der die Unsicherheit der externen Prognosen eliminiert wurde. Der Vergleich zeigt, dass vor allem in der kurzen Frist die externen Prognosefehler deutlich zu einer erhöhten Streuung der prognostizierten Baupreisänderungsraten beitragen (Tab. 13). Besonders deutlich wird dies im ersten Prognoseschritt, der sich auf das laufende Jahr bezieht. Die direkte Übernahme der Baupreisprognosen von Gemeinschaftsdiagnose und Sachverständigenrat ohne Berücksichtigung von deren Unsicherheit ergibt eine deterministische Prognose ohne jede Prognoseunsicherheit.

Aber auch ohne direkte Berücksichtigung der externen Baupreisprognosen ist der Einfluss weiterer externer Prognosen im ersten Prognoseschritt ($t+0$) deutlich, so steigt die Prognosesicherheit durch die Berücksichtigung der Unsicherheit externer Prognosen um rund 17 Prozent. Im zweiten Prognoseschritt (für das nächste Kalenderjahr) ist der Einfluss der externen Prognoseunsicherheit weiter spürbar, die Berücksichtigung der externen Prognosefehler führt zu einer Steigerung der Prognoseunsicherheit um rund 31 Prozent. Prognosen der gesamtwirtschaftlichen Größen über das nächste Kalenderjahr hinaus basieren, mit Ausnahme des realen Bruttoinlandsprodukts und des allgemeinen Preisniveaus, nicht weiter auf externen Prognosen, entsprechend nimmt der Einfluss selbiger auf die Prognoseunsicherheit ab und wird nur über autoregressive Terme einzelner Modellgleichungen vermindert weitergetragen. In der mittleren Frist steigt die Prognoseunsicherheit um 2 bis 10 Prozent unter Berücksichtigung der Prognosefehler externer Institutionen. Insgesamt machen die Werte deutlich, dass bei der Übernahme externer Prognosen, deren Unsicherheit unbedingt für die Kalkulation der Gesamtunsicherheit des Prognosesystems in Rechnung zu stellen ist.

Tab. 13: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise mit und ohne externe Prognoseunsicherheit, stochastische Simulationsanalyse

Prognosehorizont	t + 0	t + 1	t + 2	t + 3	t + 4	t + 5
Mit Unsicherheit der externen Prognosen	0,46 (0,62)	0,92	1,25	1,48	1,54	1,42
Ohne Unsicherheit der externen Prognosen	0,00 (0,53)	0,70	1,14	1,44	1,51	1,36
Veränderung ¹ des RMSE in Prozent	∞ (17,0)	31,4	9,6	2,7	2,0	4,4

Anmerkung: Simulation der Prognosegüte mittels parametrischen Bootstrap mit 4999 Wiederholungen. ¹Prozentuale Veränderung der Prognoseunsicherheit nach Berücksichtigung externer Prognosefehler. In Klammern angegebene Werte berücksichtigen die Prognoseunsicherheit ohne die Verwendung externer Baupreisprognosen im ersten Prognoseschritt.

Quelle: eigene Berechnungen.

6.4 Zwischenfazit

Eine systematische Beurteilung der Leistungsfähigkeit des mittelfristigen Prognosemodells für die Baupreise fällt günstig aus. Sowohl in historisch simulierten Out-of-Sample Prognosen über den Zeitraum von 2000 bis 2019 als auch in stochastischen Simulationsanalysen, welche weniger abhängig vom gewählten Beurteilungszeitraum sind, schneidet das Modell zumeist besser ab als Alternativen. Zu letzteren zählen die Prognose des Sachverständigenrats und die Herbstprognose der Gemeinschaftsdiagnose für das Folgejahr. Es zählen dazu aber auch die kurz- und mittelfristigen Prognosen, die sich mit rein statistischen Verfahren wie einem autoregressiven Modell sowie mit maschinellen Lernverfahren, die in der Lage sind große Datenmengen zu analysieren, erzeugen lassen.

Der zu erwartende Standardfehler für mit dem Modell erzeugte Prognosen der Anstiegsrate der Baupreise liegt, gemessen an der Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler, bei Prognosen für das nächste Kalenderjahr bei knapp einem Prozentpunkt und bei Prognosen für die Anstiegsrate in fünf Jahren bei 1½ Prozentpunkten. In dieser Rechnung ist die Unsicherheit der externen Prognosen, die bis zu 0,2 Prozentpunkten zum Prognosefehler des Gesamtansatzes beiträgt, bereits mit berücksichtigt. Bei einem Konfidenzniveau von 95 Prozent impliziert dies für Prognosen für das nächste Kalenderjahr ein Prognoseintervall von etwas weniger als ± 2 Prozentpunkten und bei Prognosen über fünf Jahre von ± 3 Prozentpunkten.

7. Prognose der Baupreise 2020 – 2025

Mit dem entwickelten mittelfristigen Prognoseansatz können zum Zeitpunkt der Projektbearbeitung am Jahresende 2020 Prognosen für die Baupreise bis zum Jahr 2025 erstellt werden. Diese stützen sich zum einen auf die Vergangenheitswerte der verwendeten Größen, zum anderen auf die Prognosen externer Institutionen für die exogenen Variablen. Letzter verfügbarer Stand für die zugrundeliegenden Daten inklusive der Prognosen externer Institutionen ist November 2020. Es werden nicht nur die Punktprognosen für die Baupreise berechnet. Vielmehr erlaubt es das stochastische Simulationsverfahren, das im vorangegangenen Kapitel eingesetzt worden war, um die Prognoseverfahren mittels ihrer Schätzunsicherheit zu evaluieren, die gesamte Wahrscheinlichkeitsverteilung der möglichen Werte für das jeweilige Jahr zu prognostizieren.

Mit Blick auf die zentrale Variable, das Niveau der Baupreise selbst, ist zunächst zu klären, wie mit dem aktuellen Jahr (derzeit das Jahr 2020) umzugehen ist. Die Evaluation der Prognoseansätze im vorangehenden Abschnitt hat gezeigt, dass das Prognosemodell für die Baupreise die Preisentwicklung über die mittlere Frist gut zu treffen vermag. Es weist für die Jahre ab $t+1$ deutlich geringere Prognosefehler aus als eine naive Fortschreibung mittels eines autoregressiven Prozesses und direkt für das Jahr $t+1$ auch einen etwas geringeren Prognosefehler als die Prognosen des Sachverständigenrats (SVR) und der Gemeinschaftsdiagnose (GD) für die Baupreise. Bei der Prognose der Baupreise für das jeweils laufende Jahr weist die Analyse allerdings spürbar höhere Fehler aus als die Baupreisprognosen der genannten Institutionen. Im Sinne einer Minimierung des mittelfristigen Prognosefehlers ist es daher, zumindest

beim Datenstand November, sinnvoll, direkt die Prognosen des Sachverständigenrats und der Gemeinschaftsdiagnose für den Deflator der Bauinvestitionen für das laufende Jahr zu übernehmen und die weiteren Prognoseschritte mit eigenen Prognosen darauf aufzusetzen. Im laufenden Jahr liegt Tab. 11 und Tab. 12 zufolge die SVR-Prognose deutlich näher an den drei bereits veröffentlichten Quartalswerten als die GD, daher wird für das Jahr 2020 nur die SVR-Prognose eines Anstiegs des Baudeflators um 1,7 Prozent übernommen. Gegenüber 2018 und 2019, als die Baupreise um jeweils rund 4½ Prozent anzuwachsen, hat die Anstiegsrate damit fast zwei Drittel verloren.

In Abschnitt 4.2 ist erläutert worden, auf welche externen Prognosen der mittelfristige Prognoseansatz für die Baupreise im Jahresverlauf zurückgreift (vgl. insbesondere Tab. 9). Zum Datenstand November sind aktualisierte Prognosen vom SVR (Stand Mitte November 2020) und von der GD (Stand Mitte Oktober 2020) verfügbar, außerdem vom Internationalen Währungsfond (IWF, ebenfalls Stand Mitte Oktober 2020) und von der EU-Kommission (EU, Stand Ende November 2020). Daten daraus werden je nach Verfügbarkeit zur Prognose der exogenen Größen des Mittelfristprognosemodells herangezogen. Falls von mehr als einer Institution Prognosen mit entsprechender Prognosegüte für die betreffende Größe vorliegen, wird wiederum der einfache Durchschnitt über alle Prognosen berechnet und weiterverwendet. Beispielsweise liegen für den Anstieg des realen Bruttoinlandsprodukts beim Datenstand November stets Prognosen der GD, des SVR, der EU-Kommission und des IWF für das Folgejahr vor. Deren Durchschnitt für das Jahr 2021 beträgt 4,0 Prozent und mit diesem Wert gehen sie in das Baupreisprognosemodell ein. Für das Jahr 2022 entfällt die Prognose des SVR, da dieser nur Prognosen für das noch laufende Jahr (also derzeit 2020) und das Folgejahr veröffentlicht; der Prognosewert berechnet sich als Mittelwert aus den Prognosen der GD, der EU-Kommission und des IWF; aktuell liegt dieser bei 2,8 Prozent.

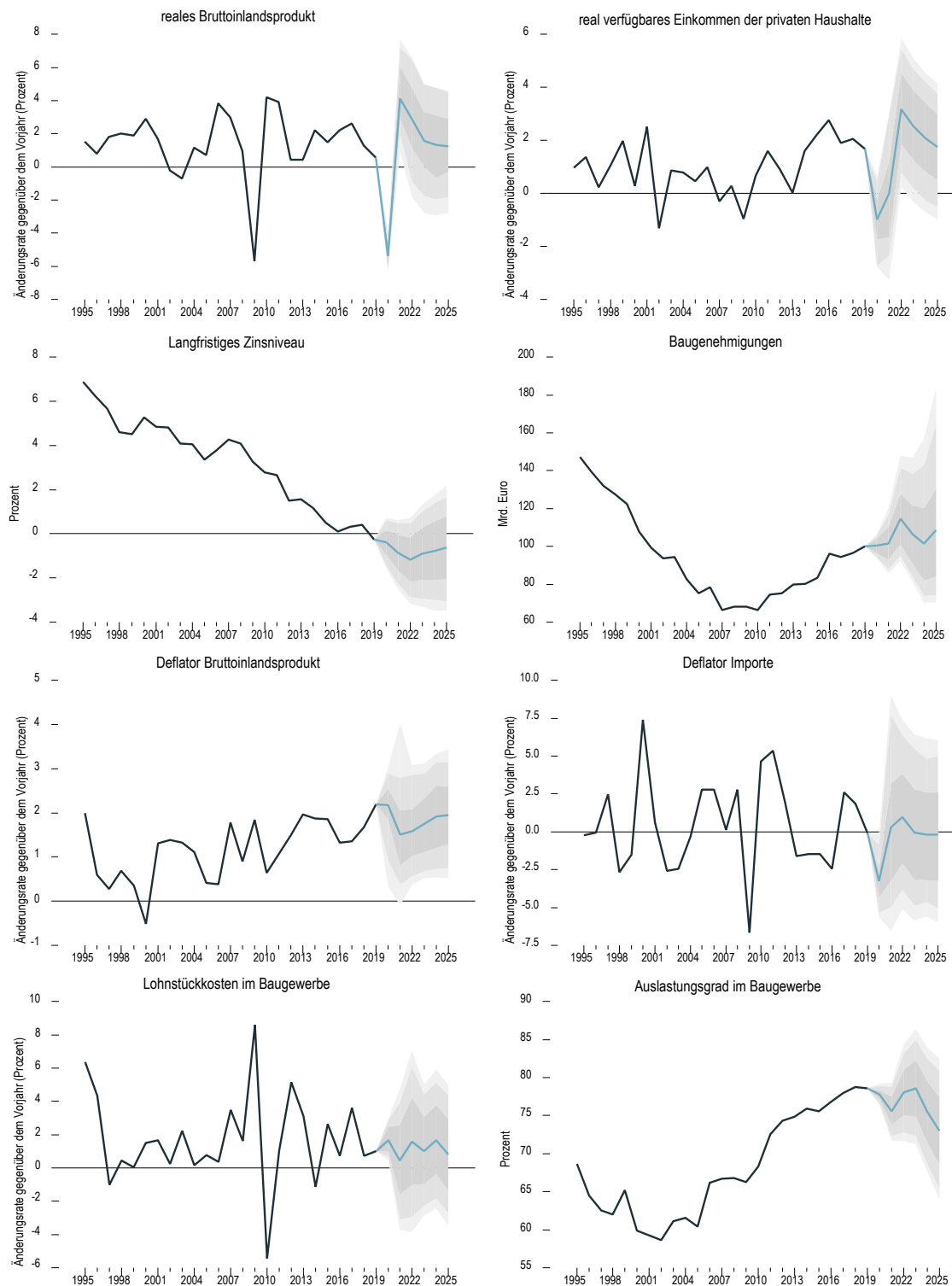
Für die mittlere Frist liegen keine Prognosen der EU-Kommission vor, die im Baupreismodell verwendeten Prognosewerte für das reale Bruttoinlandsprodukt und für den gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb kommen allein aus den Mittelfristprognosen der GD und des IWF. Für die übrigen exogenen Größen des Modells liegen mit Ausnahme der Bevölkerungsprognosen des Statistischen Bundesamts, die allerdings weniger häufig aktualisiert werden als die genannten Konjunkturprognosen, hauptsächlich für das Jahr $t+1$, also für 2021 Prognosen vor; für die Zeit danach werden für diese Größen Fortschreibungen mit dem in Anhang A.5 dargestellten Modell vorgenommen.

Szenario mit modellgestützter Zinsbestimmung

Aus den aktuellen realwirtschaftlichen und demographischen Prognosen folgt für sich genommen eine Normalisierung der Baukonjunktur. Die 14. Koordinierte Bevölkerungsvorausschätzung des Statistischen Bundesamts (2019) erwartet zwar, dass die Wohnbevölkerung in Deutschland bis zum Jahr 2030 weiter wächst. Die Zuwächse werden jedoch weiter abnehmen.⁶¹ Unten wird ein alternatives Szenario durchgerechnet, bei dem die Zinsen vom Stand des Jahres 2020 gerechnet unverändert bleiben. Hinsichtlich der realwirtschaftlichen Entwicklung sehen alle aktuellen Konjunkturprognosen für 2021 eine kräftige Erholung des realen Bruttoinlandsprodukts vor (Abb. 36).

⁶¹ Es wird unterstellt, dass die pandemiebedingt sehr geringe Zuwanderung nach Deutschland im Jahr 2020 in den Folgejahren wieder in eine höhere Zuwanderung mündet, so dass der in der Koordinierten Bevölkerungsvorausrechnung angelegte Entwicklungspfad erhalten bleibt.

Abb. 36: Mittelfristige Prognose der Preisdeterminanten 2020-2025



Anmerkung: Anstiegsraten gegenüber dem Vorjahr, außer beim Zinsniveau und bei Auslastungsgrad. Prognosen ab 2020 (blaue Linie), inklusive ihrer 68-, 90- und 95-Prozent-Konfidenzintervalle (dunkelgraue bis hellgraue Flächen). Der tatsächliche Wert der jeweiligen Variable ist schwarz dargestellt. Baugenehmigungen gemäß der veranschlagten Baukosten deflationiert mit dem Deflator der Bauinvestitionen.

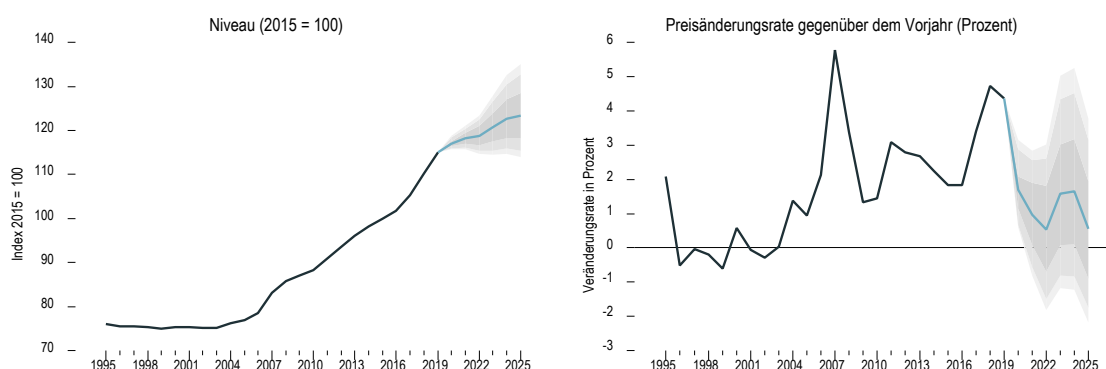
Quelle: Deutsche Bundesbank, ifo Institut, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Die real verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte, die im Jahr 2020 durch Konjunktur- und Corona-Nothilfeprogramme gestützt wurden, werden allerdings auch 2021 allenfalls sehr verhalten steigen; eine vollständige Erholung wird hier noch bis 2022 auf sich warten lassen. Weitere Anregungen der Baunachfrage sind allerdings von der Finanzierungsseite unterstellt. Die Prognose des langfristigen Zinsniveaus sieht eine Fortsetzung des Zinsrückgangs bis 2022 vor, anschließend setzt ein demographisch bedingter Normalisierungsprozess mit leicht steigenden Zinsen ein. Ein alternatives Szenario konstanter Zinsen wird im folgenden Abschnitt betrachtet.

Unter diesen Vorgaben wird sich, auch aufgrund der langen Wirkungsverzögerungen, mit der die bislang bereits eingetretene Verringerung der Kapitalnutzungskosten nachfragewirksam wird, die Nachfrage nach Bauleistungen gemessen an den Baugenehmigungen zunächst weiter beschleunigen, bevor der Anstieg der Zinsen und damit der Kapitalnutzungskosten zu einer Stabilisierung der Baugenehmigungen führt. Der Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten im Bauhauptgewerbe wird im Prognosezeitraum vorerst hoch bleiben, bevor zum Ende des Prognosezeitraums ein Rückgang einsetzt. Im Jahr 2025 dürfte er mit 73 Prozent zwar immer noch merklich über der langjährigen Normalauslastung von 65 Prozent liegen, jedoch weniger als in den zurückliegenden Jahren. Die dazu spiegelbildliche Zunahme der freien Kapazitäten in der Bauwirtschaft wird den Aufwärtsdruck auf die Baupreise im Prognosezeitraum spürbar mindern.

Dämpfende Impulse auf den Baupreisanstieg kommen darüber hinaus von den nominalen Preisdeterminanten. Maßgeblich ist dabei der gesamtwirtschaftliche Preisauftrieb gemessen am Deflator des Bruttoinlandsprodukts, der in den kommenden Jahren den Prognosen von SVR und GD zufolge um rund einen halben Prozentpunkt niedriger ausfallen wird als in den Jahren 2019 und 2020. Zu Beginn des Prognosezeitraums kommt als weiterer dämpfender Faktor der zurückliegende starke Rückgang der Preise für importierte Vorleistungen infolge der weltweiten Rezession hinzu. Die durch diese Faktoren angelegte Verlangsamung des Auftriebs der Baupreise vermag durch den – infolge des rezessionsbedingten Einbruchs der gesamtwirtschaftlichen Arbeitsproduktivität – prognostizierten stärkeren Anstieg der Lohnstückkosten in der Bauwirtschaft nicht ausgeglichen zu werden.

Abb. 37: Mittelfristige Prognose der Baupreise 2020-2025



Anmerkung: Dargestellt sind die Prognosen der Variablen ab 2020 (blaue Linie), inklusive ihrer 66-, 90- und 95-Prozent-Konfidenzintervalle (dunkelgraue bis hellgraue Flächen). Der tatsächliche Wert der jeweiligen Variable ist schwarz dargestellt.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

In den Jahren 2021 und 2022 dürfte der Deflator der Bauinvestitionen nur um rund 1 bzw. 0,5 Prozent pro Jahr steigen (Abb. 37). Danach beschleunigt sich der Preisauftrieb am Bau mit dem Anziehen des gesamtwirtschaftlichen Preisanstiegs und dem Wegfallen der preissenkenden Impulse durch den Einbruch der Importpreise wieder etwas. Wegen der stagnierenden und mittelfristig rückläufigen Auslastung der Produktionskapazitäten in der Bauwirtschaft wird er den gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb, der annahmegemäß gegen den von der Europäischen Zentralbank mittelfristig angestrebten Zielwert für den Preisauftrieb im Euroraum von 2 Prozent konvergiert, voraussichtlich kaum übertreffen. Die Phase stark steigender Baupreise dürfte damit vorerst vorbei sein.

Tatsächlich ist unter Berücksichtigung der Prognoseunsicherheit, die wie oben dargelegt auch die Unsicherheit der externen Prognosen berücksichtigt, eine Rückkehr zu Anstiegswerten der Baupreise, wie sie in den vergangenen Jahren zu beobachten gewesen waren, zumindest für die Jahre 2021 und 2022 unwahrscheinlich (Abb. 38 und Tab. 14). Vielmehr ist für diese beiden Jahre ein – wenngleich nur leichter – Rückgang der Baupreise nicht auszuschließen. Auf mittlere Sicht liegen sowohl jährliche Preisanstiege von 5 Prozent als auch leichte Preisrückgänge innerhalb des 95-Prozent-Konfidenzintervalls.

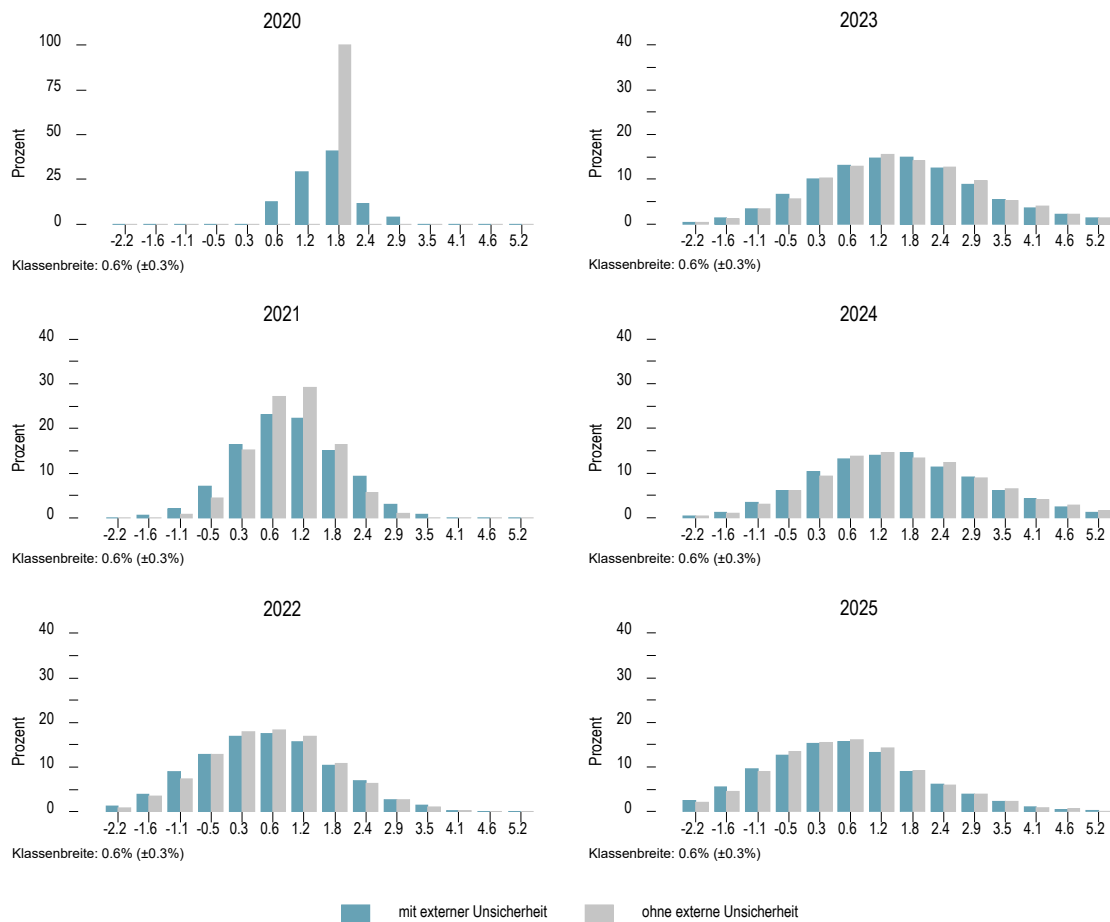
Die explizite Berücksichtigung der Prognoseunsicherheit der externen Prognosen wirkt sich dabei vor allem auf die Breite des Prognoseintervalls am aktuellen Rand, also für das laufende Jahr und das Jahr 2021 aus (Abb. 38). Tatsächlich würde ein Verzicht auf diese Berücksichtigung für das Jahr 2020 auf eine deterministische Übernahme der Prognose des Sachverständigenrats für die Baupreise in Höhe von 1,7 Prozent ohne irgendeine Unsicherheit bedeuten. Durch die Berücksichtigung der historischen Abweichungen von Prognosen und tatsächlicher Entwicklung ergibt sich eine Verteilung der möglichen Baupreisänderungsraten. Ähnlich für das Jahr 2021; hier ergibt die Berücksichtigung der externen Prognoseunsicherheit eine vor allem im Bereich der niedrigen Preisänderungsraten ausgedehntere Verteilung der Prognose. In der mittleren Frist hat die Unsicherheit der externen Prognosen nur geringe Auswirkungen, da die externen Prognosen hauptsächlich zum Fortschreiben gesamtwirtschaftlicher Größen in der kurzen Frist genutzt werden.

Tab. 14: Mittelfristige Prognose der Änderungsrate der Baupreise 2020-2025

Jahr	Änderungsrate der Baupreise in Prozent		
	Punktprognose	68 Prozent-Konfidenzintervall	95 Prozent-Konfidenzintervall
2020	1,7	1,2 – 2,1	0,6 – 3,1
2021	1,0	0,1 – 1,9	-0,8 – 2,8
2022	0,5	-0,7 – 1,8	-1,8 – 3,0
2023	1,6	0,1 – 3,0	-1,2 – 5,0
2024	1,7	0,1 – 3,2	-1,2 – 5,3
2025	0,6	-0,9 – 1,9	-2,2 – 3,8

Quelle: Eigene Berechnungen.

Abb. 38: Verteilung der mittelfristigen Prognose der Änderungsrate der Baupreise und der Einfluss externer Prognoseunsicherheit 2020-2025



Anmerkung: Verteilung der Prognose der Änderungsrate der Baupreise über sechs Prognoseschritte 2020 bis 2025 basierend auf 5.000 simulierten Prognosen mit Hilfe des parametrischen Bootstraps, mit und ohne Berücksichtigung der Prognosefehler externer Institutionen. Datenstand der Prognose ist November 2020.

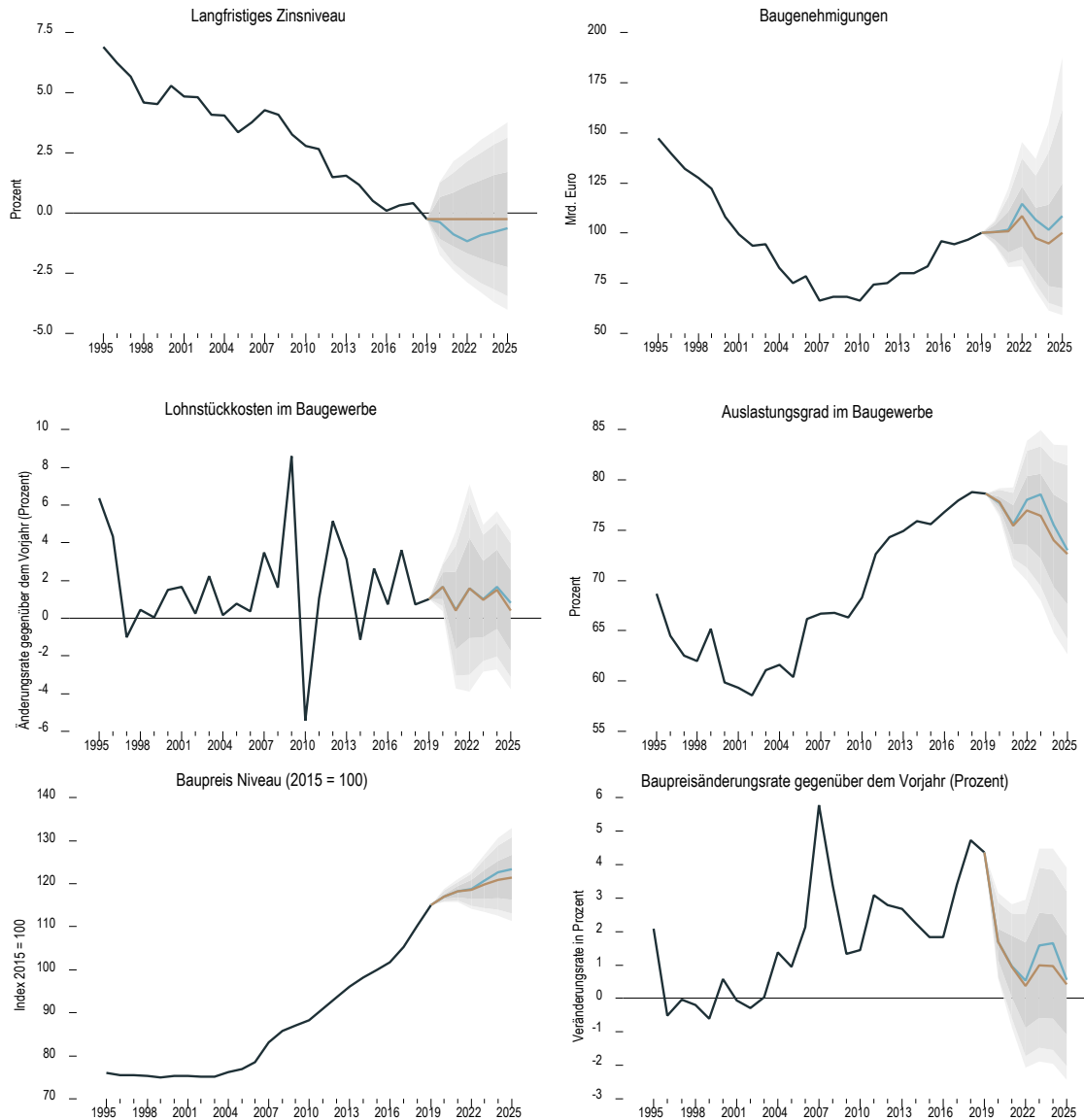
Quelle: Eigene Berechnungen.

Szenario mit konstanten Zinsen

In der derzeitigen Situation, in der die Kapitalmarktzinsen bereits leicht negativ sind, mag der vom Modell erzeugte weitere Rückgang des Zinsniveaus auf bis zu -1,2 Prozent im Jahr 2022, als eher unwahrscheinlich erscheinen. Daher wurde hier alternativ ein Prognoseszenario berechnet, indem die Zinsen ausgehend vom mittleren Niveau des Jahr 2020 im gesamten Prognosezeitraum unverändert bleiben. Ein solches Szenario hat auch den Charme, dass es konsistent mit den verwendeten Prognosen der externen Institutionen ist, die zumeist auf der Annahme konstanter Zinsen basieren.⁶²

⁶² Die Inkonsistenz in der Prognose fallender Zinsen unter Hinzunahme externer Prognosen gesamtwirtschaftlicher Größen, welche ein konstantes Zinsniveau unterstellen, wird im Rahmen des mittelfristigen Prognoseansatzes generell in Kauf genom-

Abb. 39: Mittelfristige Prognose der Preisdeterminanten und der Baupreise gegeben konstanter langfristiger Zinsen 2020-2025



Anmerkung: Anstiegsraten gegenüber dem Vorjahr, außer beim Zinsniveau und bei Auslastungsgrad. Prognosen ab 2020 des konstanten Zinsniveaus als blaue Linie, inklusive ihrer 68-, 90- und 95-Prozent-Konfidenzintervalle (dunkelgraue bis hellgraue Flächen). Prognosen des Standardszenarios als hellbraune Linie. Der tatsächliche Wert der jeweiligen Variable ist schwarz dargestellt. Baugenehmigungen gemäß der veranschlagten Baukosten deflationiert mit dem Deflator der Bauinvestitionen.

Quelle: Deutsche Bundesbank, ifo Institut, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

men, da die Evaluation der Prognosefehler gezeigt hat, dass die Annahme konstanter Zinsen zu deutlich größeren Prognosefehlern führt. Entsprechend sind die Konfidenzintervalle für das langfristige Zinsniveau in Abb. 39 deutlich breiter als die in Abb. 36.

Veränderungen des langfristigen Zinsniveaus wirken im Prognosemodell der Baupreise über die Kapitalnutzungskosten auf die Veränderung des Auftragseingangs gemäß Umfragen, die Baugenehmigungen, die Bauproduktion und schließlich auf den Kapazitätsauslastungsgrad im Baugewerbe. Damit ist der investitionstheoretische Wirkungskanal der Zinsen im Prognosemodell nachgebildet. Auswirkungen auf das reale Bruttoinlandsprodukt und den Deflator des Bruttoinlandsprodukts sind hingegen nicht modelliert. Der investitionstheoretische Wirkungskanal der Zinsen lässt bei steigenden Zinsen eine geringere Investitionstätigkeit aufgrund gestiegener Kapitalnutzungskosten erwarten (vgl. auch Abb. 31 oben). Aus der gedämpften Baunachfrage folgt eine geringere Auslastung der Kapazitäten im Baugewerbe und eine im Vergleich zu unveränderten Zinsen geringere Änderungsrate der Baupreise.

Das Alternativszenario konstanter langfristiger Zinsen führt im Prognosemodell der Baupreise zunächst bis ins Jahr 2021 zu keiner verringerten Preisänderungsrate im Vergleich zum Basisszenario langfristiger fallender Zinsen (Abb. 39). Die prognostizierte Baupreisänderungsrate ist nahezu identisch, da das Szenario konstanter Zinsen im Vergleich zum Basisszenario nur minimal geringere Zinsen für das Jahr 2020 impliziert.

Ab dem Jahr 2022 tritt der erwartete Effekt eines im Vergleich höheren Zinsniveaus ein, die Baunachfrage wird aufgrund gestiegener Kapitalnutzungskosten gedämpft, dies führt zu einer im Vergleich zum Basisszenario zwischenzeitlich um bis zu zwei Prozentpunkte verringerten Kapazitätsauslastung im Baugewerbe. Mittelfristig schließt sich die Divergenz in der prognostizierten Baunachfrage und Auslastung der Kapazitäten im Baugewerbe, da im Basisszenario ein mittelfristiger Anstieg der Zinsen prognostiziert wird. Die geminderte Auslastung der Kapazitäten im Baugewerbe wirkt sich folglich dämpfend auf die Baupreisänderungsrate aus. Die prognostizierte Änderungsrate der Baupreise fällt im Durchschnitt zwischen 2022 und 2025 um 0,4 Prozentpunkte geringer aus als im Basisszenario (Tab. 15).

Tab. 15: Mittelfristige Prognose der Änderungsrate der Baupreise gegeben konstanter Zinsen 2020-2025

Jahr	Änderungsrate der Baupreise in Prozent		
	Punktprognose	68 Prozent-Konfidenzintervall	95 Prozent-Konfidenzintervall
2020	1,7 (1,7)	1,2 – 2,1	0,6 – 3,1
2021	1,0 (1,0)	0,0 – 1,9	-0,9 – 2,8
2022	0,4 (0,5)	-0,9 – 1,7	-2,1 – 3,0
2023	1,0 (1,6)	-0,6 – 2,6	-1,9 – 4,5
2024	1,0 (1,7)	-0,6 – 2,5	-2,0 – 4,5
2025	0,4 (0,6)	-1,0 – 1,9	-2,4 – 3,9

Anmerkung: Prognostizierte Baupreisänderungsraten des Basisszenarios fallender Zinsen in Klammern angegeben.
Quelle: Eigene Berechnungen.

8. Schlussfolgerungen

Die Baupreise sind zwischen 2010 und 2019 um durchschnittlich 3 Prozent jährlich gestiegen und damit im Durchschnitt um knapp 1½ Prozentpunkte stärker als der Deflator des Bruttoinlandsprodukts. In den Jahren 2018 und 2019 zogen sie sogar mit mehr als 4 Prozent an. Bedingt durch die scharfe Rezession im Gefolge der Covid-19-Pandemie hat sich die Dynamik im Jahr 2020 deutlich verringert. Gleichwohl stellt sich angesichts einer nach wie vor expandierenden Nachfrage nach Bauleistungen die Frage, welche Entwicklung bei den Baupreisen für die kommenden Jahre zu erwarten ist.

Dahinter steht die größere methodische Frage, ob es überhaupt möglich ist, die Baupreise über einen längeren Zeitraum zu prognostizieren. Konjunkturprognosen, die häufig auch Aussagen über die erwartete Entwicklung der Bauinvestitionen und deren Deflatoren enthalten, werden typischerweise für das jeweils laufende und das folgende Jahr erstellt, seit einiger Zeit auch noch für das auf das Folgejahr folgende Jahr. Weiter in die Zukunft reichende Prognosen werden zumindest von den typischen öffentlichen oder mit öffentlichen Mitteln finanzierten Institutionen nicht erstellt. Einige dieser Institutionen erstellen darüber hinaus Mittelfristprojektionen, die zuweilen auch Aussagen über die erwartete gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung beinhalten; diese machen jedoch keine speziellen Aussagen zur Entwicklung spezieller Preise wie der Baupreise. Insofern hat das Forschungsprojekt hier Neuland betreten.

Zentrales Ergebnis der Untersuchung ist, dass es tatsächlich möglich ist, die Baupreise über einen Zeitraum von fünf Jahren zu prognostizieren. Diese Aussage gilt zumindest in dem Sinne, dass der hier entwickelte Prognoseansatz in der Lage ist, bessere Prognosen für die Baupreise zu machen als einfache bzw. „günstige“ Alternativen, wie etwa ein einfaches Zeitreihenmodell oder Modelle auf der Basis maschineller Lernverfahren. Natürlich macht auch dieses Modell Fehler; mit einer mittleren Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) von 0,9 Prozentpunkten für den Baupreisanstieg im Folgejahr und 1,4 Prozentpunkten im fünften Jahr sind die Fehler aber geringer als die der in Konkurrenz dazu stehenden Prognoseansätze.

Kern des Prognoseansatzes sind zwei strukturelle ökonometrische Zeitreihenmodelle für die Baupreise. Ausgehend von einer für das Baugewerbe adaptierten Neukeynesianischen Phillips-Kurve, können die Baupreise in Abhängigkeit der Lohnstückkosten im Baugewerbe, den Importpreisen, den Baupreiserwartungen sowie dem Auslastungsgrad erklärt und prognostiziert werden. In einer reduzierten Form der Gleichung können die Baupreise zu dem ohne die explizite Berücksichtigung der Baupreiserwartungen und stattdessen in Abhängigkeit des allgemeinen Preisniveaus modelliert werden. Der vorliegende Untersuchungsbericht bestätigt damit die bereits in Meier und Dumoulin (2017) identifizierten Determinanten der Baupreise im Großen und Ganzen. Maßgeblicher Treiber der Baupreise ist danach das gesamtwirtschaftliche Preisniveau, was plausibel ist, da sich bei einem integrierten gesamtwirtschaftlichen Arbeitsmarkt kein Wirtschaftszweig den gesamtwirtschaftlichen Preistendenzen dauerhaft entziehen kann, auch die Bauwirtschaft nicht. Allerdings ist angesichts des im Vergleich zur verarbeitenden Industrie geringen Produktivitätsfortschritts in der Bauwirtschaft und dem geringen internationalen Wettbewerb bei Bauleistungen damit zu rechnen, dass die Lohnstückkosten im Baugewerbe stärker steigen als in der Gesamtwirtschaft und dies auf die Baupreise durchschlägt. Tatsächlich sind die Baupreise über die zurückliegenden fünf Dekaden im Durchschnitt um einen dreiviertel Prozentpunkt stärker gestiegen als das allgemeine Preisniveau. Zur empirischen Erklärung dieser Tatsache bietet es sich an, zusätzlich zum allgemeinen Preisniveau die Lohnstückkosten im Baugewerbe im Baupreismodell zu berücksichtigen. Die freien Kapazitäten in der Bauwirtschaft und die Importpreise spielen weiter ihre Rolle. Das so modifi-

zierte Modell lässt sich stabil über den Zeitraum von 1966 bis 2019 schätzen und liefert bis zum aktuellen Rand eine einfache und empirisch zutreffende Beschreibung der Baupreise.

Um die Bestimmungsgrößen der Baupreise über die mittlere Frist zu prognostizieren, wird eine Kombination verschiedener Prognoseansätze vorgeschlagen. Sie sind so gestaltet, dass sie einerseits die vorhandenen Informationen vollumfänglich ausschöpfen, andererseits aber den Besonderheiten der jeweiligen Größe Rechnung tragen. Dabei wird eine Vielzahl von Datenquellen genutzt, ausgewertet und in die Untersuchung eingebunden. Die Deflatoren des Bruttoinlandsprodukts und der Importpreise werden kurzfristig durch Rückgriff auf Prognosen externer Institutionen wie des Sachverständigenrats, der Deutschen Bundesbank, der Gemeinschaftsdiagnose und der EU-Kommission prognostiziert. Diese Prognosen sind in der Regel am aktuellen Rand von hoher Qualität, da nicht nur die aktuellen Datenstände verarbeitet werden, sondern auch Rechtsänderungen, etwa im Bereich der Steuern, und außenwirtschaftliche Einflüsse. Für die mittelfristige Prognose dieser Größen wird auf einfache Zeitreihenmodelle gesetzt. Die Prognose der Lohnstückkosten im Baugewerbe lehnt sich an die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten an. Für die Prognose des Kapazitätsauslastungsgrads wurde ein empirisches Modell der Baukonjunktur in Deutschland entwickelt, das fünf zentrale realwirtschaftliche Größen der Bauwirtschaft in Abhängigkeit vom realen Bruttoinlandsprodukt, den langfristigen Zinsen sowie demographischen Größen abbildet. Das Modell ist in der Lage, die zyklische Entwicklung des Auslastungsgrads der bauwirtschaftlichen Kapazitäten gut zu beschreiben. Dieser Aspekt sorgt mit dafür, den Prognosehorizont des entwickelten Prognoseansatzes für die Baupreise über die für Konjunkturprognosen gängigen zwei oder drei Jahre hinaus auszudehnen.

Unter Berücksichtigung der aktuellen Prognosen von externen Institutionen kommt der Prognoseansatz derzeit zu dem Ergebnis, dass die Phase stark steigender Baupreise in Deutschland vorerst vorbei ist. Das liegt zum Teil auch an der Covid-19-Pandemie, obwohl die Bautätigkeit in Deutschland vergleichsweise sehr wenig in Mitleidenschaft gezogen wurde. Allerdings drückt die durch die Pandemie ausgelöste Weltrezession die allgemeine Lohn- und Preisentwicklung sowohl hierzulande als auch im Ausland und dies schlägt auf die Baupreise durch, da vom gesamtwirtschaftlichen Preisniveau in Deutschland und den Importpreisen die wesentlichen Impulse auf die Baupreise ausgehen. In der mittleren Frist ist ein leichter Rückgang des Auslastungsgrads zu erwarten. Der Preisauftrieb in der Bauwirtschaft dürfte in Folge dessen mittelfristig deutlich gedämpfter ausfallen als in den vergangenen Jahren und mit Raten zwischen $\frac{1}{2}$ und $1\frac{1}{2}$ Prozent hinter dem gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb zurückbleiben.

Anhang

A.1 Methodik

Hodrick-Prescott-Filter

Statistische Filterverfahren wie der Hodrick-Prescott-Filter dienen dazu, eine Zeitreihe von kurzfristigen Schwankungen zu bereinigen. So soll der Trend (g_t) von der zyklischen Komponente (c_t) abgegrenzt werden. Die Bestimmung des Trends erfolgt durch die Lösung des folgenden Optimierungsproblems:

$$\min_{\{g_t\}_{t=0}^{T+1}} \sum_{t=1}^T [c_t^2 + \lambda[(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2] \quad (52)$$

mit $c_t^2 = (y_t - g_t)^2$ und der zu untersuchenden Zeitreihe y_t (vgl. Hodrick, Prescott 1981, S. 4)

Bestehend aus einem Argument (c_t^2), das die Abweichungen des Trends von den tatsächlichen Werten misst und einem Argument, das Variationen im Trend beschreibt. Durch einen Steuerungsparameter (λ) lässt sich die relative Bedeutung der beiden Argumente einstellen. Setzt man beim Hodrick-Prescott-Filter $\lambda = 0$, so ergibt die Optimierung einen Trend, der exakt den tatsächlichen Werten folgt. Wählt man hingegen $\lambda = \infty$, ergibt sich ein linearer Trend. Je nach Wahl des Parameters, lässt sich somit ein flexiblerer oder glatterer Trend erzeugen.

Ein Problem ist die Festlegung dieses Steuerungsparameters, da er im Zusammenhang mit der Dauer der einzelnen Zyklen steht. Objektive Kriterien zur Wahl dieses Parameters bestehen praktisch nicht. Daraus folgt die Gefahr der willkürlichen Festlegung. In Anlehnung an Baxter und King (1999), S. 590 wird in dieser Arbeit $\lambda = 10$ verwendet.

Ein weiteres Problem ist die Endpunktproblematik. Da der Hodrick-Prescott-Filter ein zweiseitiger Filter ist, er also auf Vergangenheits- und Zukunftswerten beruht, kommt es an den Endpunkten der Zeitreihe zu Verzerrungen. Diese Verzerrungen beruhen darauf, dass es an den Endpunkten zu einer asymmetrischen Gewichtung kommen muss, weil Daten fehlen. Baxter und King empfehlen bei der Verwendung des Hodrick-Prescott-Filters, wie auch bei ihrem eigenen Filter, drei Jahre an den jeweiligen Enden fallen zu lassen. Dementsprechend sind die Ergebnisse an den Endpunkten nur bedingt interpretierbar. Alternativ könnten die Zeitreihen auch durch Prognosen verlängert werden, allerdings bringen diese Prognosen selbst weitere Unsicherheit mit in die Schätzungen ein. Mit der Endpunktproblematik einher geht die Revisionsanfälligkeit des Hodrick-Prescott-Filters am aktuellen Rand. Da die tatsächlichen Daten der letzten Jahre selbst von Revisionen betroffen sein können, wird der mit asymmetrischen Gewichten geschätzte Trend selbst sehr stark revisionsanfällig (vgl. Stamford 2005, S. 19).

In dieser Arbeit wurde auf eine Prognose weiterer Werte über die tatsächlichen Daten hinaus verzichtet. Dementsprechend sind die Trendschätzungen an den Enden der Zeitreihen nur bedingt interpretierbar. Allgemein wurde die jeweilige Zeitreihe vor der Anwendung des Filters zunächst logarithmiert und die zyklische Komponente dann als prozentuale Abweichung der tatsächlichen Werte vom Trend dargestellt.

Durchschnittliche Rezession und Erholung nach McLaughlin (1982)

Das Verfahren der durchschnittlichen Rezession und Erholung ermöglicht es, auf einfache Weise den Verlauf einer Zeitreihe im konjunkturellen Zusammenhang grafisch zu analysieren. Hierzu müssen lediglich die Zeitpunkte gesamtwirtschaftlicher Rezessionen sowie die gewünschte Beobachtungsspanne diskretionär festgelegt werden. Zeitpunkte gesamtwirtschaftlicher Rezessionen sind in der Regel allgemein anerkannt oder lassen sich nach simplen Regeln (z.B. Rückgang des realen Bruttoinlandsprodukts) definieren. Aus der zu untersuchenden Zeitreihe werden in einem zweiten Schritt die Daten innerhalb der vordefinierten Beobachtungsspanne um die festgelegten Rezessionen „herausgeschnitten“. Für jede Rezession ergibt sich eine kurze Zeitreihe, deren Länge der gewählten Beobachtungsspanne entspricht. Abschließend wird der Durchschnitt über die extrahierten Zeitreihen berechnet und in den Rezessionsjahren auf einen vordefinierten arbiträren Wert normiert. Bei Indexreihen wird meist 100 als Referenzwert verwendet, bei Änderungsraten das langfristige Mittel der Zeitreihe. Im Gegensatz zu statistischen Filterverfahren ist das Verfahren der durchschnittlichen Rezession und Erholung frei von statistischen Unsicherheiten. Es müssen keine Einstellungsparameter an die zu untersuchende Zeitreihe angepasst werden.

A.2 Prognoseevaluationen

Tab. 16: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate des allgemeinen Preisniveaus und der Baupreise, historische Simulation 2000-2019 in Prozentpunkten

Prognosehorizont	t + 0	t + 1	t + 2	t + 3	t + 4	t + 5
Änderungsrate des allgemeinen Preisniveaus						
Mittelfristige Modellprognosen	0,31	0,28	0,81	0,85	0,96	0,88
Mittelfristige externe Prognosen	0,31	0,28	0,58	0,67	0,76	0,85
Kombination	0,31	0,28	0,46	0,57	0,63	0,52
Änderungsrate der Baupreise						
Mittelfristige Modellprognosen	0,62	0,92	1,22	1,46	1,55	1,40
Mittelfristige externe Prognosen	0,62	0,93	1,33	1,44	1,41	1,47
Kombination	0,66	0,93	1,26	1,40	1,29	1,35

Anmerkung: Prognosen des allgemeinen Preisniveaus beruhen in der kurzen Frist (erster und zweiter Prognoseschritt) in allen Varianten auf externen Prognosen. In den weiteren Prognoseschritten liegen für einige Modellvariablen keine mittelfristigen externen Prognosen vor, hier wird auf Modelle zurückgegriffen.

Quelle: Internationaler Währungsfond, Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrat, eigene Berechnungen.

Tab. 17: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate des allgemeinen Preisniveaus und der Baupreise, stochastische Simulation in Prozentpunkten

Prognosehorizont	t + 0	t + 1	t + 2	t + 3	t + 4	t + 5
Änderungsrate des allgemeinen Preisniveaus						
Mittelfristige Modellprognosen	0,34	0,62	0,67	0,68	0,90	0,79
Mittelfristige externe Prognosen	0,34	0,62	0,73	0,82	0,84	0,88
Kombination	0,34	0,62	0,53	0,60	0,70	0,66
Änderungsrate der Baupreise						
Mittelfristige Modellprognosen	0,62	0,92	1,22	1,46	1,55	1,40
Mittelfristige externe Prognosen	0,62	0,92	1,29	1,53	1,59	1,48
Kombination	0,62	0,92	1,25	1,48	1,54	1,42

Anmerkung: Prognosen des allgemeinen Preisniveaus beruhen in der kurzen Frist (erster und zweiter Prognoseschritt) in allen Varianten auf externen Prognosen. In den weiteren Prognoseschritten liegen für einige Modellvariablen keine mittelfristigen externen Prognosen vor, hier wird auf Modelle zurückgegriffen.

Quelle: Internationaler Währungsfond, Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrat, eigene Berechnungen.

Tab. 18: Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise in Prozentpunkten für den Datenstand Mai

Modell / Institution	Prognosehorizont					
	t + 0	t + 1	t + 2	t + 3	t + 4	t + 5
Historische Simulation 2000 – 2019						
Neukeynesianische Gleichung	0,72	1,22	1,33	1,34	1,31	1,55
Gleichung der reduzierten Form	0,80	1,20	1,15	1,43	1,30	1,46
Kombination ¹	0,71	1,16	1,20	1,34	1,27	1,48
AR-Modell ²	1,25	1,62	1,53	1,37	1,37	1,26
Gemeinschaftsdiagnose ³	0,91	1,65				
Dynamische Faktoranalyse ⁴		1,12	2,40	3,09	1,94	3,20
Elastic Net ⁴		1,04	1,74	1,82	2,25	2,17
Stochastische Simulation						
Neukeynesianische Gleichung	0,79	1,25	1,45	1,70	1,75	1,71
Gleichung der reduzierten Form	0,72	1,20	1,62	1,89	1,67	1,59
Kombination ¹	0,67	1,04	1,35	1,61	1,53	1,45
AR-Modell ²	1,84	2,30	2,53	2,64	2,69	2,74
Gemeinschaftsdiagnose ³	1,04	1,38				
Dynamische Faktoranalyse ⁴		1,24	1,88	2,40	2,70	2,74
Elastic Net ⁴		1,12	1,17	1,74	1,77	1,66

Anmerkung: ¹Gleichgewichtete Kombination der Prognosen von neukeynesianischem Modell und Modell der reduzierten Gleichung.

²Autoregressives Modell der Baupreise vom Grad 1. ³Prognosen der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (Herbstgutachten) für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten. ⁴Prognosen des Sachverständigenrates für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten. ⁵Mit Hilfe der maschinellen Lernverfahren wurden zunächst keine Prognosen für das laufende Kalenderjahr erstellt.

Quelle: Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrate, eigene Berechnungen.

A.3 Daten

Baupreisindizes für Deutschland

1958 bis 2019 GENESIS-Online-Datenbank des Statistischen Bundesamtes – Tabellen-
gruppe 61261

Regionale Baupreisindizes

Die vom Statistischen Bundesamt erstellten Baupreisindizes beruhen auf Erhebungen der Statistischen Landesämter, entsprechend liegen die Baupreise nicht nur auf aggregierter Bundesebene vor, sondern auch länderspezifisch. Mehrheitlich veröffentlichen die Statistischen Landesämter teilweise weit zurückreichende Zeitreihen mit Baupreisen für die verschiedenen Gebäudearten (Tab. 19). Einige Bundesländer berichten ihre Baupreisinformationen zwar an das Statistische Bundesamt zur Berechnung der bundesweiten Baupreisindizes, veröffentlichen aber u.a. aufgrund eines geringen Stichprobenumfangs bei der Erhebung der Preisinformationen keine eigenen Baupreisindizes. Die Bundesländer können in die vier Ländergruppen (Nord, Ost, Süd, West) gemäß BBSR eingeteilt werden. Eine vollständige Datenabdeckung ist einzig in der Gruppe Süd (Baden-Württemberg und Bayern) in langer Historie gegeben. In der Gruppe West (Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz und Saarland) ist die Datenverfügbarkeit ebenfalls gut, lediglich Baupreise aus Rheinland-Pfalz sind nicht verfügbar. Gleiches gilt für die Ländergruppe Ost (Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen), hier sind lediglich Daten aus Mecklenburg-Vorpommern nicht verfügbar. In der Gruppe Nord (Bremen, Hamburg, Niedersachsen und Schleswig-Holstein) ist die Datenabdeckung hingegen vergleichsweise gering. Es liegen lediglich Daten für Niedersachsen ab dem Jahr 1995 vor, damit ist zwar das im Norden in Bezug auf das Baugewerbe wichtigste Bundesland mit einem renormierten Wägungsanteil von 67 Prozent erfasst, die Datenhistorie ist allerdings kurz.

Die Berechnung der einzelnen Baupreisindizes für Ländergruppen beruht auf den Wägungsanteilen der Länder, welche das Statistische Bundesamt für die Baupreisindexberechnung mit Basisjahr 2015 zugrunde legt. Um die unterschiedliche Datenverfügbarkeit der Landesdaten zu berücksichtigen, werden die Wägungsanteile auf die jeweils verfügbaren Daten angepasst, so dass die Summe der Anteile stets 100 beträgt. Für den Baupreisindex für Wohngebäude bedeutet dies beispielsweise, dass die Gewichtung der Einzelindizes sich in den Jahren 1962, 1968, 1980, 1991 und 1995 aufgrund der unterschiedlichen Datenverfügbarkeit ändert, dies gilt ebenso für die Wägungsanteile an den regionalen Preisindizes (Tab. 20). Fehlende Daten werden so durch eine Übergewichtung der vorhandenen Daten ersetzt.

Tab. 19: Datenverfügbarkeit Baupreise nach Bundesländern

Bundesland	Wohn- gebäude	Büro- gebäude	Gewerbliche Betriebsge- bäude	Straßenbau	Brücken im Straßenbau	Ortskanäle
Baden- Württemberg	1949	1968	1968	1968	2015	1968
Bayern	1962	1962	1962	1968	1968	1968
Berlin	1991	1991	1991	1991	1991	1991
Brandenburg	1991	1991	1991	1991	1991	1991
Bremen	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.
Hamburg	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.
Hessen	1968	1968	1968	1968	1976	1968
Mecklenburg- Vorpommern	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.
Niedersachsen	1995	1995	1995	2000	n.v.	n.v.
Nordrhein- Westfalen	1962	1968	1968	1968	n.v.	1968
Rheinland- Pfalz	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.
Saarland	1980	1980	1980	1980	n.v.	1980
Sachsen- Anhalt	1991	1991	1991	1991	1991	1991
Sachsen	1995	1995	1995	1995	1995	1995
Schleswig- Holstein	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.	n.v.
Thüringen	1991	1991	1991	1991	1991	1991

Quelle: Statistische Landesämter.

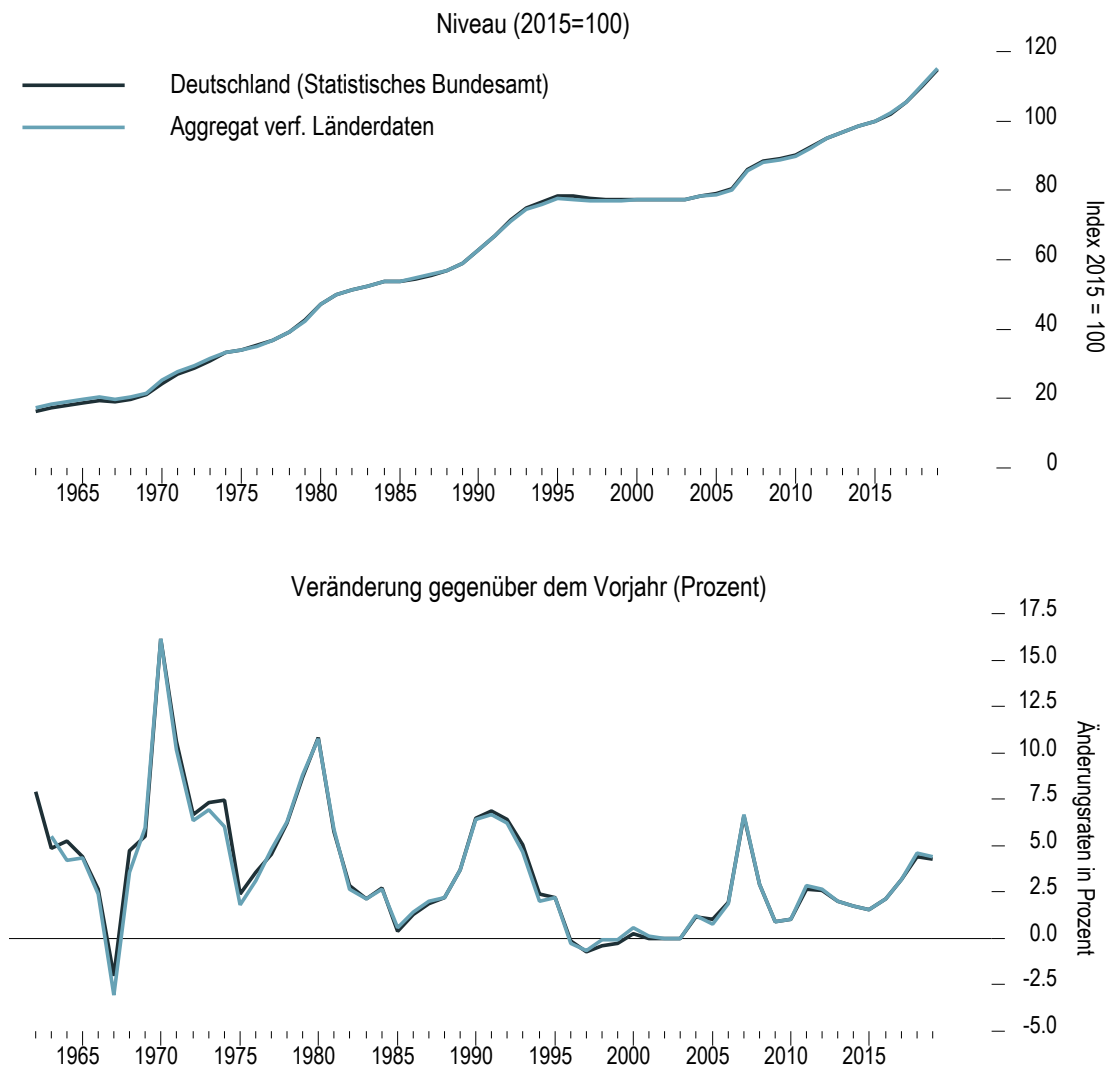
Tab. 20: Wägungsanteile Baupreise für Wohngebäude in Prozent

Bundesland	Statistisches Bundesamt – Basis 2015 = 100	Angepasste Wägungsanteile ¹			
		Nord	Ost	Süd	West
Baden-Württemberg	14,63	-	-	42,22	-
Bayern	20,02	-	-	57,78	-
Berlin	3,43	-	18,49	-	-
Brandenburg	3,41	-	18,38	-	-
Bremen	0,58	0,00	-	-	-
Hamburg	2,02	0,00	-	-	-
Hessen	6,82	-	-	-	27,42
Mecklenburg-Vorpommern	1,68	-	0,00	-	-
Niedersachsen	10,43	100,00	-	-	-
Nordrhein-Westfalen	17,05	-	-	-	68,56
Rheinland-Pfalz	4,76	-	-	-	0,00
Saarland	1,00	-	-	-	4,02
Sachsen-Anhalt	3,04	-	16,39	-	-
Sachsen	6,00	-	32,35	-	-
Schleswig-Holstein	2,46	0,00	-	-	-
Thüringen	2,67	-	14,39	-	-
Summe	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Anmerkung: Anteile auf Basis des Wägungsschemas des Statistischen Bundesamtes, angepasst an die jeweilige Datenverfügbarkeit und regionale Abgrenzung, renormiert auf eine Summe von 100. Anteile nicht verfügbarer Bundesländer auf null gesetzt. ¹Wägungsanteile auf Basis der aktuellen Datenverfügbarkeit, Wägungsanteile früherer Jahre weichen aufgrund unterschiedlicher Datenhistorien ab.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Abb. 40: Baupreise für Wohngebäude auf Basis verfügbarer Länderdaten 1968-2019



Anmerkung: Baupreisindex für Wohngebäude des Statistischen Bundesamtes im Vergleich zum gewogenen Mittel der jeweils verfügbaren Baupreisindizes der Länder (vgl. Tab. 19). Gewichtung der Landesdaten anhand renormierter Wägungsanteile des gesamtdeutschen Baupreisindex des Statistischen Bundesamtes.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Statistische Landesämter, eigene Berechnungen.

Auf Basis der einzelnen Wägungsanteile ergeben sich mehrere Zeitreihen, für jede Kombination von Wägungsanteilen eine. Für Wohngebäude ergeben sich Baupreise mit angepassten Gewichten der Jahre 1962, 1968, 1980, 1991 und 1995; um eine lange Reihe mit den jeweils verfügbaren Daten zu erhalten, wird die Zeitreihe mit aktuellster Gewichtung (hier 1995) mit den Änderungsraten vorangegangener Jahre zurückgeschrieben. Eine Berechnung des Baupreisindex für Wohngebäude für das gesamte Bundesgebiet auf Basis der verfügbaren Landesdaten zeigt im Vergleich zum vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Index keine signifikanten Abweichungen (Abb. 40).

Somit kann davon ausgegangen werden, dass auch die regionalen Indizes für das frühere Bundesgebiet und die neuen Bundesländer eine sehr gute Annäherung an die tatsächlichen, aber nicht verfügbaren Daten ist.

Sofern nicht näher benannt wurden die jeweiligen Baupreisindizes von den Webseiten der jeweiligen Landesämter bezogen.

Bayern	GENESIS-Online-Datenbank des Statistischen Landesamtes Bayern – Tabellengruppe 61261
Baden-Württemberg	Statistisches Landesamt Baden-Württemberg – Baupreisindex
Berlin / Brandenburg	Amt für Statistik Berlin-Brandenburg – Baupreise
Hessen	Hessisches Statistisches Landesamt – Preisindizes für Bauwerke
Niedersachsen	Landesamt für Statistik Niedersachsen – Preisindizes in Niedersachsen für ausgewählte Bauwerke, Daten für 1995 bis 2010 auf Anfrage
Nordrhein-Westfalen	Landesdatenbank NRW - Tabellengruppe 61261
Saarland	Statistisches Amt Saarland – auf Anfrage
Sachsen	Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen – Baupreise
Sachsen-Anhalt	Statistisches Landesamt Sachsen-Anhalt – Preisindizes für Bauwerksarten
Thüringen	Thüringer Landesamt für Statistik – Preisindizes für Wohn- und Nichtwohnbäude

Deflatoren der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung

1950 bis 1960	Statis-Archiv-CD: Zeitreihensegment 0159, Statistisches Bundesamt
1960 bis 1970	Statis-Archiv-CD: Zeitreihensegment 3009, 3010, Statistisches Bundesamt
1970 bis 2019	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, Lange Reihen ab 1970, Statistisches Bundesamt, Tabelle 3.10.

Deflatoren der Bauvolumensrechnung

1950 bis 1960	Kirner, W., 1961. Das Bauvolumen der Jahre 1950 bis 1960 in der Bundesrepublik Deutschland und seine Finanzierung unter besonderer Berücksichtigung des Beitrages öffentlicher Stellen. Sonderheft / Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Vol. 57.
---------------	--

1960 bis 1977	Bartholmai , B., 1978. Zeitreihen für das Bauvolumen - Neuberechnung in Abstimmung mit der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 4 / 1978, S. 315-345.
1978 bis 1990	Bartholmai, B., 1994. Zeitreihen für das Bauvolumen in der Bundesrepublik Deutschland. Beiträge zur Strukturforschung, Vol. 154.
1991 bis 1993	Bartholmai, B., 1994. Zeitreihen für das Bauvolumen in der Bundesrepublik Deutschland. Beiträge zur Strukturforschung, Vol. 154.
1991 bis 2003	Bartholmai, B., 2004. Struktur des Bauvolumens in der Bundesrepublik Deutschland. DIW. Berlin.
2002 bis 2019	Strukturdaten zur Produktion und Beschäftigung im Baugewerbe. Diverse Jahrgänge. BBSR (2020).

Bauwerkskosten

2000 bis 2019	Arbeitsgemeinschaft für zeitgemäßes Bauen e.V.
---------------	--

Lohnstückkosten (Stundenkonzept)

1970 bis 2019	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, Lange Reihen ab 1970, Statistisches Bundesamt, Tabelle 2.20.
---------------	---

Arbeitsproduktivität je Erwerbstätigenstunde

1970 bis 2019	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, Lange Reihen ab 1970, Statistisches Bundesamt, Tabelle 2.14.
---------------	---

Bruttowertschöpfung

1970 bis 2019	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, Lange Reihen ab 1970, Statistisches Bundesamt, Tabelle 2.1 und 2.2.
---------------	--

Kapazitätsauslastung

1963 bis 2019	ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e.V., Konjunkturumfrage im Bauhauptgewerbe
---------------	--

Externe Prognosen

Deutsche Bundesbank – Monatsbericht Juni und Dezember – Perspektiven der deutschen Wirtschaft

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung – Jahresgutachten

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose – Gutachten im Frühjahr und Herbst

Europäische Kommission – Wirtschaftsprognosen im Frühjahr und Herbst

Internationaler Währungsfonds - World Economic Outlook im Frühjahr und Herbst

Datengrundlage der maschinellen Lernverfahren

Tab. 21: Datengrundlage der maschinellen Lernverfahren

Allgemeine wirtschaftliche Größen

Bruttoinlandsprodukt (Nominal / Real / Deflator)	Langfristige Zinsen (Bundesanleihen mit 10-jähriger Laufzeit)
Konsumausgaben (Nominal / Real / Deflator)	Kurzfristige Zinsen
Bruttoanlageinvestitionen (Nominal / Real / Deflator)	Bevölkerung (Gesamt / Anteil der 5- bis 30-jährigen)
Bruttoanlageinvestitionen Bauten (Nominal / Real / Deflator)	HWWI-Index für Industrierohstoffe
Bruttoanlageinvestitionen Wohnbauten (Nominal / Real / Deflator)	Arbeitslosenquote
Bruttoanlageinvestitionen Nichtwohnbauten (Nominal / Real / Deflator)	Arbeitstage
Bruttoanlageinvestitionen Ausrüstungen (Nominal / Real / Deflator)	Insolvenzen
Importe (Nominal / Real / Deflator)	Auftragseingang Investitionsgütergewerbe
Exporte (Nominal / Real / Deflator)	Auftragsbestand verarbeitendes Gewerbe
Produktivität (Stundenbasis)	Industrieproduktion
Lohnstückkosten (Gesamtwirtschaft / Baugewerbe)	Immobilienpreise
Baugenehmigungen (Nutzfläche / Wohnfläche / Wohnungen / veranschlagte Baukosten) für Wohn- und Nichtwohngeläude	Bestandsmieten
Baufertigstellungen (Wohnfläche / Wohnungen)	Preise für EFH Grundstücke
Bauüberhang	Bauleistungspreise (Wohngebäude / Straßenbau / Rohbauarbeiten / Ausbauarbeiten)

Quelle: Eigene Darstellung.

Tab. 21: Datengrundlage der maschinellen Lernverfahren (Fortsetzung)

ifo Indikatoren	Prognosen des Sachverständigenrates
Beschäftigungserwartungen	Bruttoinlandsprodukt (Real / Deflator)
Baubehinderungen	Bruttoanlageinvestitionen (Gesamt / Bauten)
Auftragsbestand in Monaten	Konsumausgaben (Deflator)
Beurteilung des Auftragsbestands	Erwerbstätige
Entwicklung des Auftragsbestands im Vormonat	Arbeitsvolumen
Finanzierungsengpässe	Produktivität (Stundenbasis)
Geschäftserwartungen	Verfügbares Einkommen der privaten Haushalte
Geschäftslage	Arbeitnehmerentgelte
Kapazitätsauslastung	Unternehmens- und Vermögenseinkommen
Geschäftsklima	
Materialknappheit	Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose
Entwicklung der Baupreise im Vormonat	Bruttoinlandsprodukt (Real / Deflator)
Erwartungen der Baupreise	Bruttoanlageinvestitionen (Real / Deflator) (Gesamt / Bauten)
Erwartungen der Bautätigkeit	Konsumausgaben (Deflator)
Entwicklungen der Bautätigkeit im Vormonat	Importe (Deflator)
Ungünstige Wetterlage	Verfügbares Einkommen der privaten Haushalte
Mangel an Arbeitskräften	
Sonstige Faktoren	
Quelle: Eigene Darstellung.	

A.4 Ökonometrische Begriffe und Erläuterungen

Korrigiertes Bestimmtheitsmaß (vgl. Auer 2016, S.312ff.)

Das Bestimmtheitsmaß (R^2) quantifiziert die Erklärungskraft eines Regressionsmodells. Dabei gibt es an, welcher Anteil der Varianz der zu erklärenden Variable durch das Modell erklärt werden kann. Die einfache Form des Bestimmtheitsmaßes verbessert sich allerdings alleine durch die Ergänzung weiterer Variablen im Modell, auch wenn diese keinen wahren Erklärungsgehalt beinhalten. Daher wird stets das um die Anzahl der Regressoren korrigierte Bestimmtheitsmaß ($\overline{R^2}$) herangezogen.

$$\overline{R^2} = 1 - \frac{S_{\hat{u}\hat{u}} / T - K - 1}{S_{yy} / T - 1}$$

,wobei $S_{\hat{u}\hat{u}} = \sum \hat{u}_t^2$ die Summe der quadrierten Residuen und $S_{yy} = \sum (y_t - \bar{y})^2$ die Variation der abhängigen Variable bezeichnet. T ist die Anzahl der Beobachtungen und K die Anzahl der Regressoren.

Autokorrelation (vgl. Auer, 2016, S. 455ff.)

Autokorrelation tritt vor allem in der Modellierung von Zeitreihendaten auf, es beschreibt die Korrelation der Residuen in der zeitlichen Dimension. Ein von Autokorrelation freies Modell erfordert $Cov(u_t, u_s) = 0 \forall t \neq s$. Inhaltlich bedeutet Autokorrelation, dass aus den Residuen der Vorperiode Informationen über die Residuen der aktuellen Periode gewonnen werden können. Dieser Umstand verzerrt die geschätzten Modellparameter nicht, führt aber zu einer ineffizienten Schätzung. Das Modell ist nicht effizient in dem Sinne, dass die Residuen zusätzliche Informationen enthalten, welche im Modell ungenutzt bleiben. Zudem verzerrt Autokorrelation die geschätzte Varianz der Modellparameter und damit auch die Ergebnisse statistischer Hypothesentests. Eine explizite Modellierung des autokorrelativen Zusammenhangs ist daher vorzuziehen.

Zwei gängige statistische Testverfahren zur Identifikation von Autokorrelation sind zum einen der Durbin-Watson-Test (Durbin und Watson 1971) und zum anderen der Lagrange-Multiplikator-Test für Autokorrelation (Breusch 1978, S. 339 f.; Godfrey 1978, S. 1303). Der Durbin-Watson-Test prüft auf Autokorrelation erster Ordnung, das heißt, ob die Residuen der Vorperiode Informationen über die Residuen der aktuellen Periode enthalten. Der Test beinhaltet allerdings eine Region von kritischen Werten, in der keine genaue Aussage getroffen werden kann. Der Lagrange-Multiplikator-Test (LM-Test) hingegen erlaubt auch die Prüfung von Autokorrelation höherer Ordnung.

Stationarität und Integration (vgl. Auer 2016, 593ff.)

Das Konzept der Stationarität bezeichnet die statistischen Eigenschaften eines stochastischen Prozesses (Zeitreihe). Damit eine Zeitreihe als (schwach) stationär gilt, muss sie drei Eigenschaften aufweisen:

1. Konstanter Erwartungswert $E(x_t) = \mu < \infty \forall t$

2. konstante Varianz $Var(x_t) = \sigma^2 < \infty \forall t$

3. vom Zeitpunkt unabhängige Kovarianz $Cov(x_t, x_{t-k}) = \gamma_k < \infty \forall t$

Vor allem die erste und zweite Eigenschaft der Stationarität gewährleisten bei Modellschätzungen mittels der Kleinsten-Quadrate-Methode (KQ-Methode) die Konsistenz und asymptotische Normalverteilung der geschätzten Modellparameter.

Viele ökonomische Variablen wie Preise oder das Bruttoinlandsprodukt sind im Niveau stetig wachsende Größen, ihr Erwartungswert steigt langfristig an. Damit ist mindestens die erste Bedingung der Stationarität nicht erfüllt. Auf Basis der Niveaugrößen lassen sich jedoch weitere Zeitreihen, wie die Änderungsrate oder die erste Differenz der logarithmierten Niveaus berechnen. Erfüllt nun die erste Differenz einer Zeitreihe die Kriterien der Stationarität, so wird sie als integriert vom Grade 1 (kurz: I(1)) bezeichnet. Erfüllt eine Zeitreihe erst nach zweifacher Differenzierung die Kriterien der Stationarität, so wird sie entsprechend als integriert vom Grade 2 bezeichnet.

Fehlerkorrekturmodell (vgl. Auer 2016, 611ff.)

Die nicht-Stationarität vieler ökonomischer Zeitreihen verhindert eine konsistente Schätzung einfacher Zeitreihenmodelle der Form:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \epsilon_t \quad (53)$$

Die Integrationseigenschaften der Variablen lassen sich allerdings dahingehend nutzen, als dass das Modell in eine sogenannte Fehlerkorrekturspezifikation überführt werden kann. Dabei wird die vielen ökonomischen Modellen zugrundeliegende Gleichgewichtsbedingung zweier oder mehrerer Variablen genutzt. Durch Differenzenbildung lässt sich Gleichung (53) umformen:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \tilde{\alpha}_1 [y_{t-1} + \tilde{\beta}_1 x_{t-1}] + \tilde{\beta}_0 \Delta x_{t-1} + \epsilon_t \quad (54)$$

$$\text{mit } \tilde{\alpha}_1 = \alpha_1 - 1, \tilde{\beta}_0 = \beta_0 - 1, \tilde{\beta}_1 = \frac{\beta_1 + 1}{\alpha_1 - 1}$$

Der Term in eckigen Klammern in Gleichung (54) wird als Fehlerkorrekturterm bezeichnet, er beschreibt die Gleichgewichtsbeziehung der beiden hier verwendeten Variablen. Langfristig stehen die y_t und x_t in einem festen Verhältnis (Gleichgewicht) zu einander, kurzfristige Abweichungen werden als „Fehler“ aufgefasst und im Zeitablauf gemäß dem Parameter $\tilde{\alpha}_1$ korrigiert. Die Gleichung (54) kann dabei beliebig um weitere Differenzen der Variablen y_t und x_t oder andere exogene Regressoren ergänzt werden, sofern diese stationär sind. Die Differenzen bilden die kurzfristige Dynamik der zu erklärenden Größe ab. Innerhalb des Fehlerkorrekturmodells ist zu gewährleisten, dass sämtliche Terme stationär sind. Der Fehlerkorrekturterm besteht dabei aus den in der Einzelbetrachtung nicht stationären Niveauvariablen. Die Konsistenz der Modellschätzung kann gewährleistet werden, indem die Variablen des Fehlerkorrekturterms kointegriert sind. Dies ist der Fall, wenn eine lineare Kombination der Niveauvariablen im Fehlerkorrekturterm stationär ist. Statistisch gesichert wird die Kointegration mittels der von Davidson und MacKinnon (2004), S.613 ermittelten kritischen Werte der t-Statistiken im Rahmen der Modellschätzung

Strukturbrüche (vgl. von Auer 2016, 361ff.)

Strukturbrüche in einem Modell sind Ausdruck zeitlich variabler Parameterwerte und geben Hinweise darauf, dass sich der strukturelle Zusammenhang der zu untersuchenden Größen im Zeitablauf mindestens einmal verändert hat. Sofern keine weitere Variable zur Erklärung des sich veränderten Zusammenhangs ins Modell aufgenommen werden kann, besteht stets die Möglichkeit einer Modellierung mittels einer Niveausprungvariable, welche vor dem Bruchzeitpunkt den Wert 0 und danach den Wert 1 annimmt. Statistisch kann ein Modell unter anderem mittels des Andrews-Quandt-Tests auf strukturelle Brüche getestet werden, dabei wird der Beobachtungszeitraum entlang eines bestimmten Zeitpunkts in zwei Schätzzeiträume geteilt und das Modell für beide Zeiträume geschätzt (Andrews, 1993, S.823). Ein statistischer Vergleich der jeweils geschätzten Modellparameter erlaubt dann Rückschlüsse darüber, ob diese sich signifikant zwischen den beiden Schätzzeiträumen unterscheiden. Dieses Testprozedere wird für jeden Zeitpunkt innerhalb des gesamten Beobachtungszeitraums wiederholt, mit der Einschränkung, dass sowohl am Beginn als auch am Ende des Beobachtungszeitraums ausreichend Beobachtungen für eine valide Schätzung vorgehalten werden. Die Endpunkte des Beobachtungszeitraums können mit diesem Testverfahren entsprechend nicht auf strukturelle Brüche untersucht werden. Stattdessen wird für die Endpunkte die statistische Signifikanz von Niveausprungvariablen für die entsprechenden Zeitpunkte herangezogen.

A.5 Ökonometrisches Modell zur mittelfristigen Fortschreibung des gesamtwirtschaftlichen Preisauftriebs

Im laufenden Abschnitt wird ein kompaktes Modell zur Fortschreibung der notwendigen gesamtwirtschaftlichen Größen über den mittelfristigen Zeitraum entwickelt. Das Modell kann als Vektorautoregression (VAR) interpretiert werden, enthält allerdings eine Reihe von theoretisch oder empirisch motivierten Koeffizientenrestriktionen und entfernt sich damit vom klassischen VAR; es ist insofern wieder als semi-strukturell in dem Sinn zu bezeichnen, dass die Beziehungen zwischen den Kerngrößen theoretisch-ökonomisch motiviert sind, während die Dynamik der Zusammenhänge datengetrieben bestimmt wird. Zur empirischen Kalibrierung wird weiterhin die in diesem Forschungsprojekt eingesetzte makroökonomische Datenbank mit Zeitreihen in jährlicher Beobachtungsfrequenz für Deutschland bzw. das frühere Bundesgebiet beginnend in den 1950er Jahren verwendet.

Konzeption

Bei den interessierenden gesamtwirtschaftlichen Variablen handelt es sich um Größen, die den gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb beschreiben oder eng mit diesem zusammenhängen, wie die nominalen Faktorpreise (Zinsen und Löhne). Die vom Ausland bestimmte Komponente des gesamtwirtschaftlichen Preisauftriebs, die Importpreise, wird hauptsächlich von den Rohstoffpreisen und den Wechselkursen getrieben, die sich nicht über einen längeren Horizont prognostizieren lassen (Carnot et al. 2011, Kap. 4).⁶³ Im Kern geht es somit um die Prognose des binnenwirtschaftlichen Preisauftriebs.

Über die mittlere Frist ist die Höhe des binnenwirtschaftlichen Preisauftriebs ein Wahlparameter der Wirtschaftspolitik. Ist die Geldpolitik verlässlich und glaubwürdig, was durch eine von der übrigen Politik unabhängige, regelgebundene Entscheidungsfindung und durch eine die Geldpolitik flankierende Finanzpolitik sichergestellt werden kann, so kann sie prinzipiell einen Zielwert für den binnenwirtschaftlichen Preisauftrieb festlegen und diesen über die mittlere Frist auch erreichen. Die längerfristigen Inflationserwartungen der privaten Akteure werden sich an dem Zielwert orientieren und dies wird Rückwirkungen auf den Auftrieb der Löhne und auf das Niveau der Kapitalmarktzinsen haben. Das Zusammenspiel der verschiedenen Märkte wird dafür sorgen, dass sich der tatsächliche Preisauftrieb kurzfristig nicht sehr weit von dem Zielwert entfernen wird und mittelfristig in der Nähe dieses Wertes liegen wird. Wie hoch der Preisauftrieb kurzfristig ausfällt, hängt hingegen vor allem von der Konjunktur ab. In Phasen eines hohen Auslastungsgrads der gesamtwirtschaftlichen Produktionskapazitäten steigen die Preise rascher als bei Unterauslastung der Kapazitäten. Die Höhe der gesamtwirtschaftlichen Arbeitslosenquote gibt zuverlässig Auskunft darüber, wie hoch die Auslastung des Arbeitskräftepotentials ist und mit welchem Anstieg der Lohnstückkosten daher in der näheren Zukunft zu rechnen ist. Die Lohnstückkostenentwicklung wirkt sich wiederum auf den Preisauftrieb aus.

Die relativ geringen Schwankungen der Inflation in Deutschland in den zurückliegenden drei Dekaden dürfte maßgeblich darauf zurückzuführen sein, dass die längerfristigen Inflationserwartungen in Deutschland seit langem fest in Höhe des von der Geldpolitik der Deutschen Bundesbank bzw. seit 1999 der Europäischen Zentralbank angestrebten Inflationsziels verankert sind (Deutsche Bundesbank

⁶³ Für diese wird daher ein sehr einfacher Ansatz verwendet: Sie werden als abhängig von der Veränderung der Anstiegsrate des Deflators des Bruttoinlandsprodukts modelliert. Auf eine Darstellung der Gleichung wird verzichtet.

2015).⁶⁴ Für die empirische Modellierung der Inflationserwartungen kann deren Verankerung in Höhe der von der Europäischen Zentralbank angestrebten Obergrenze für den Preisauftrieb im Euroraum in Höhe von 2 Prozent unterstellt werden. Diese Verankerung bewirkt, dass der jeweils für das Folgejahr erwartete gesamtwirtschaftliche Preisauftrieb sich an dem langfristig erwarteten – und dem „EZB-Ziel“ entsprechenden – Wert orientiert und in dessen Richtung konvergiert.⁶⁵ Nur durch diese unterstellte Verankerung der Inflationserwartungen ist es überhaupt möglich, belastbare längerfristige Prognosen für den gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb und die von diesem bestimmten nominalen gesamtwirtschaftlichen Größen zu erstellen. Da sich für die andere wichtige gesamtwirtschaftliche Größe, das reale Bruttoinlandsprodukt, ein solcher Anker nicht ohne weiteres finden lässt, wurde bei dieser Größe von einer Modellierung zum Zwecke der Mittelfristprognose abgesehen. Sie wird stattdessen nicht nur ergänzend, wie dies bei den Preisgrößen der Fall ist, sondern vollständig aus externen Prognosen übernommen.

Erwarteter und tatsächlicher gesamtwirtschaftlicher Preisauftrieb

Die ersten beiden Gleichungen des gesamtwirtschaftlichen Modells beschreiben die Konvergenz des gesamtwirtschaftlichen Preisauftriebs zum „Inflationsziel“ der EZB. Die erste stellt dar, wie sich die laufenden, im Jahr t gebildeten, Erwartungen für die Anstiegsrate des Deflators des Bruttoinlandsprodukts im kommenden Jahr ($t+1$), $E_t \Delta q_{t+1}$, in Abhängigkeit von der Entwicklung am Arbeitsmarkt, gemessen an der Veränderung der Arbeitslosenquote, U , sowie von den zurückliegenden Inflationserwartungsfehlern $\Delta q_t - E_{t-1} \Delta q_t$ an die langfristigen Erwartungen $\overline{E \Delta q}$ anpassen, die durch das Inflationsziel exogen vorgegeben sind. Schreibt man die Gleichung in „Fehlerkorrekturform“ mit der Differenz der Anstiegsrate des Deflators des Bruttoinlandsprodukts auf der linken Seite ($\Delta E_t \Delta q_{t+1} = E_t \Delta q_{t+1} - E_{t-1} \Delta q_t$), so erhält man eine Spezifikation, in der die Abweichung zwischen $E_{t-1} \Delta q_t$ und $\overline{E \Delta q}$ direkt auftaucht.

⁶⁴ Die Deutsche Bundesbank gab während ihrer Steuerung der Geldpolitik der Bundesrepublik kein explizites Inflationsziel vor, sondern betrieb eine Politik der Geldmengensteuerung. Im Rahmen der Ankündigung des für das jeweilige Jahr angestrebten Geldmengenziels veröffentlichte sie allerdings auch einen Wert für den für dieses Jahr von ihr für „unvermeidbar“ gehaltenen Anstieg des Deflators des Bruttoinlandsprodukts. Dieser lässt sich als implizites Inflationsziel interpretieren (Schächter 1999). Dieser „unvermeidbare Preisauftrieb“ wurde von 1985 bis 1996 mit 2 Prozent angegeben, 1997 und 1998 lag er bei 1,75 Prozent. Die Europäische Zentralbank verfolgt seither eine explizite Obergrenze für den mittelfristigen Anstieg der Verbraucherpreise im Euroraum von „unter, aber nahe bei 2 Prozent“.

⁶⁵ Die Verankerung der Inflationserwartungen in Höhe des „EZB-Ziels“ ist eine Annahme. Ihre empirische Gültigkeit hängt davon ab, ob die Akteure es für glaubwürdig halten, dass die Zentralbank das Ziel mittelfristig erreichen wird. Derzeit scheint dies in Deutschland gewährleistet (Weidmann 2019). Sollte sich dies ändern, wäre das Prognosemodell so nicht mehr zu verwenden.

Die Schätzung der Regressionskoeffizienten über den Stützzeitraum 1969-2019 ergibt⁶⁶

$$\begin{aligned} \Delta E_t \Delta q_{t+1} = & -0,66 \left[E_{t-2} \Delta q_{t-1} - \overline{E \Delta q} \right] \\ & -0,22 \Delta U_{t-1} + 0,34 (\Delta q_{t-3} - E_{t-4} \Delta q_t) \\ & -0,01 dum_{1990-92} - 0,02 dum_{2009} \end{aligned} \quad (55)$$

(9,04) (2,68) (5,33) (2,04) (9,52)

Zeitraum: 1969–2019; $\overline{R^2} = 0,72$; $DW = 1,75$; $AR(1) = 0,47$; $AR(4) = 0,74$; $AP(1983) = 0,62$

Demnach konvergieren die kurzfristigen Preiserwartungen recht rasch in Richtung der langfristigen; in einem Jahr werden zwei Drittel (0,66) der Abweichungen zwischen ihnen korrigiert. Ein Anstieg der Arbeitslosigkeit dämpft die Zunahme der Preisauftriebserwartungen ebenso wie eine Überschätzung des Preisauftriebs einige Jahre zuvor.

Der tatsächliche Preisauftrieb orientiert sich langfristig am erwarteten. Hinzukommen Einflüsse von der Entwicklung am Arbeitsmarkt und durch zurückliegende Erwartungsfehler. Die Modellgleichung lautet

$$\begin{aligned} \Delta^2 q_t = & -1,19 [\Delta q_{t-1} - E_{t-2} \Delta q_{t-1}] - 0,46 \Delta U_{t-3} \\ & + 0,04 (dum_{1970} + dum_{1971}) \\ & - 0,01 (dum_{1996} + dum_{2000}) \end{aligned} \quad (56)$$

(4,69) (13,08) (4,31) (4,71)

Zeitraum: 1964–2019; $\overline{R^2} = 0,91$; $DW = 1,82$; $AR(1) = 0,69$; $AR(4) = 0,61$; $AP(1973) = 0,61$

Dabei steht Δ^2 wieder für eine doppelte Differenz der Niveaugröße, es gilt also beispielsweise $\Delta^2 q_t = q_t - q_{t-1} - (q_{t-1} - q_{t-2})$. Die „Fehlerkorrektur“-Darstellung mit der Doppeldifferenz erlaubt es, die Abweichung zwischen dem tatsächlichen Preisauftrieb und dem erwarteten direkt in einem Term, nämlich $[\Delta q_{t-1} - E_{t-2} \Delta q_{t-1}]$, darzustellen und den Koeffizienten der Erwartungsgröße auf 1 zu restringieren, so dass langfristig stets eine vollständige Anpassung gewährleistet ist.

Arbeitsmarkt

Sowohl die gesamtwirtschaftlichen Preiserwartungen als auch der tatsächliche gesamtwirtschaftliche Preisauftrieb werden davon beeinflusst, wie sich zuvor die Arbeitslosenquote verändert hat. Für die Fortschreibung der Arbeitslosenquote ist es zweckmäßig, die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen

⁶⁶ Datengrundlage für die Preiserwartungen sind im kurzfristigen Bereich, also für $E_t \Delta p_{t+1}^{Bip}$, die Herbstprognosen der Gemeinschaftsdiagnose für den Anstieg des Deflators des Bruttoinlandsprodukts im Folgejahr und im langfristigen, also für $\overline{E \Delta p_t^{Bip}}$, die Zielgrößen der Deutschen Bundesbank bzw. der EZB für den Preisauftrieb..

Lohnstückkosten mit ins Bild zu nehmen, zumal diese wiederum vom (erwarteten und/oder tatsächlichen) gesamtwirtschaftlichen Preisauftrieb abhängen dürften. Gängigen Theorien der Lohnsetzung zufolge besteht ein Zusammenhang zwischen den realen Lohnstückkosten und der Arbeitslosenquote (vgl. z. B. Carnot et al. 2011, S. 102ff.).

Der Reallohn wird im Verhältnis zur Arbeitsproduktivität umso höher sein, je schwieriger es für die Unternehmen ist, Beschäftigte zu finden. Letzteres lässt sich an der Höhe der Arbeitslosenquote ablesen. Allerdings spielen für diesen realen „Reservationslohn“ auch verschiedene institutionelle Faktoren des Arbeitsmarkts eine Rolle wie das Niveau der Lohnersatzleistungen, das Ausmaß des Kündigungsschutzes und die Verhandlungsmacht der Arbeitnehmervertreter. Diese Faktoren bestimmen maßgeblich die nicht-konjunkturelle Arbeitslosenquote oder NAIRU $\bar{U}$. Da diese institutionellen Faktoren in der Regel durch eine Vielzahl von gesetzlichen und anderen Regelungen beeinflusst werden, die im Zeitablauf zudem wechseln, fällt es in der Zeitreihenanalyse schwer, sie durch eine oder wenige Variable(n) zu approximieren. Stattdessen wird die NAIRU hier als latenter Faktor zusammen mit den übrigen Parametern der Lohnsetzungsgleichung geschätzt.

Die Modellgleichung wird für das Niveau (des Logarithmus) der realen Lohnstückkosten in der Gesamtwirtschaft, $rlsk^g = lsk^g - q$, spezifiziert, da es sich bei der Arbeitslosenquote und der NAIRU um realwirtschaftliche Größen handelt. Sie hat die Form

$$\begin{aligned} \Delta rlsk_t^g = & \underset{(9,68)}{2,27} - \underset{(9,69)}{0,55} \left[rlsk_{t-1}^g + 0,82 \left(U_{t-1} - \hat{U}_{t-1} \right) \right] \\ & - \underset{(9,69)}{0,54} \left(E_{t-2} \Delta q_t - E_{t-4} \Delta q_t \right) + \underset{(4,46)}{0,20} \Delta (rlsk_{t-3}^g + rlsk_{t-5}^g) \quad (57) \\ & - \underset{(3,51)}{0,02} dum_{1990} + \underset{(3,34)}{0,02} dum_{2000} + \underset{(6,17)}{0,05} dum_{2009} \end{aligned}$$

Zeitraum: 1956–2019; $\bar{R}^2 = 0,62$; $DW = 2,05$; $AR(1) = 0,59$; $AR(4) = 0,46$; $AP(1973) = 0,88$

Dabei steht $\hat{U}$ für die geschätzte nicht-konjunkturelle Komponente der Arbeitslosenquote, $\bar{U}$, die mit einem Schätzverfahren für zeitvariable Parameter bestimmt wird.⁶⁷ Das Verfahren identifiziert im Zeitraum von 1956 bis 2019 zwei Zeitpunkte, an denen sich die nicht-konjunkturelle Komponente der Arbeitslosenquote stark verändert hat, nämlich zum einen Ende der 1960er, Anfang der 1970er Jahre als sie stark stieg und zum anderen Mitte der 2000er als sie stark zurückging, wenn auch nicht ganz so stark, wie sie Ende der 1960er/Anfang der 1970er Jahre gestiegen war.⁶⁸

⁶⁷ Eine Möglichkeit zur Schätzung böte der Kalman-Filter. Wir verwenden stattdessen den ökonometrischen Test von Bai und Perron (2003) auf einen oder mehrere Strukturbrüche zu a priori nicht bekannten Zeitpunkten. Hintergrund ist, dass ökonomisch relevante Veränderungen der Arbeitsmarkt- und Sozialordnung, die sich in einer Veränderung der nicht-konjunkturellen Komponente der Arbeitslosenquote niederschlagen, in der Regel große wirtschaftspolitische Reformen sind, die relativ selten, aber dann mit einem starken Effekt umgesetzt werden. Vereinzelte Brüche in der Zeitreihe charakterisieren dies besser als eine kontinuierliche Entwicklung.

⁶⁸ Diese Schätzwerte passen dazu, dass Ende der 1960er und Anfang der 1970er Jahre die Lohnersatzleistungen im Verhältnis zum Nettolohn stark ausgeweitet wurden (Boss 2009). Im Zuge der ab 2004 in Kraft getretenen Arbeitsmarktreformen der „Agenda 2010“ wurde diese Ausweitung teilweise wieder zurückgenommen, insbesondere durch die Einführung eines für alle Langzeitarbeitslosen gleichen Lohnersatzleistungsniveaus in Höhe des Sozialhilfeanspruchs im Rahmen des „Arbeitslosengeld

Gegeben diesen Schätzwert für $\bar{U}$ lässt sich ein einfaches Modell für die Arbeitslosenquote formulieren, in dem die tatsächliche Arbeitslosenquote um die nicht-konjunkturelle schwankt und langfristig zu dieser konvergiert. Diese letzte Gleichung des Modells hat die Form

$$\begin{aligned} \Delta U_t = & \underset{(2,18)}{-0,04} \left[U_{t-1} - \hat{\bar{U}}_t \right] - \underset{(5,13)}{0,04} \Delta U_{t-1} \\ & + \underset{(5,13)}{0,04} \Delta fcap_{t-1} - \underset{(1,74)}{0,01} \Delta fcap_{t-3} \\ & + \underset{(2,67)}{0,01} \Delta w_t/q_t + \underset{(3,20)}{0,02} dum_{1993} \end{aligned} \quad (58)$$

Zeitraum: 1964–2019; $\bar{R}^2 = 0,41$; $DW = 1,50$; $AR(1) = 0,15$; $AR(4) = 0,61$; $AP(1978) = 0,80$

Außer von $\bar{U}$ hängt U demnach nur von der eigenen vergangenen Entwicklung und dem Anstieg der realen Lohnstückkosten $w_{t-1} - p_{t-2}^{Bip}$ ab. Zu beachten ist, dass der Erklärungsgehalt der Gleichung für die Daten mit einem Bestimmtheitsmaß ($\bar{R}^2$) von 54 Prozent deutlich geringer ist als der der übrigen Gleichungen. Aus Sicht der Prognose ist die Verwendung von $\bar{U}$ als Input für die Fortschreibung von U im übrigen mit Vorteilen, aber auch mit Risiken verbunden. Solange das geschätzte Niveau für die nicht-konjunkturelle Komponente der Arbeitslosenquote gilt, verbessert sie die Prognose von U . Ändert sich $\bar{U}$ allerdings im Prognosezeitraum aufgrund von gravierenden Reformen der Arbeitsmarkt- und Sozialordnung, so geht die Prognose stärker fehl als bei Verzicht auf den Term in eckigen Klammern, in dem $\bar{U}$ auftaucht.

II^a, das an die Stelle der Arbeitslosenhilfe trat, deren Höhe ein Anteil vom zuletzt bezogenen Nettolohn war, sofern dadurch nicht das Sozialhilfeniveau unterschritten wurde.

Literatur

- Abel, A. B. (2006). Consumption and Investment. Handbook of Monetary Economics. 2. Auflage, 725-778.
- Adam, K. und M. Padula (2011). Inflation Dynamics and Subjective Expectations in the United States. *Economic Inquiry* 49(1), 13–25.
- Ahmed, N. K., A. F. Atiya, N. El Gayar und H. El-Shishiny (2010). An empirical Comparison of Machine Learning Models for Time Series Forecasting. *Econometric Reviews* 29(5), 594–621.
- Arbeitsgemeinschaft für zeitgemäßes Bauen e.V. (ARGE e.V.) (2015). Kostentreiber für den Wohnungsbau. Bauforschungsbericht Nr. 67.
- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica* 61, 821-856.
- von Auer, L. (2016). *Ökonometrie: Eine Einführung*. 7. Auflage, Springer-Verlag, Berlin.
- Bach, H.U., H. Kohler, L. Reyher und B. Teriet (1977). Arbeitszeit und Arbeitsvolumen in der Bundesrepublik Deutschland 1960-1975. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 10. Jg. (1).
- Bai, J. und P. Perron (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, *Journal of Applied Econometrics* 18(1), 1-22.
- Baumol, W. (1967). Macroeconomics of Unbalanced Growth. *American Economic Review* 57, 415-426.
- Bardsen, G., P. Jonasson, R. Nymoen und A. den Reijer (2011). Moses: Model of Swedish Economic Studies. *SSRN Electronic Journal* 10(2139).
- Bardsen, G. und R. Nymoen (2016). NAM – Norwegian Aggregate Model. Arbeitspapier Universität Oslo und Norwegian University of Science and Technology.
- Bauindustrieverband NRW e.V. (2019). Rohstoffe, Tariflöhne, Nachunternehmer und Investitionen – vier Gründe für Baukostensteigerungen. Pressemitteilung vom 25.02.2019.
- Baxter, M. und R. G. King (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics* 81, 575-593.
- Benner, J. und C.-P. Meier (2005). Was leisten Stimmungsindikatoren für die Prognose des realen Bruttoinlandsprodukts in Deutschland? Eine Echtzeit-Analyse, *Die Weltwirtschaft*, ISSN 0043-2652, Springer, Heidelberg, 3, 341-355.
- Brand, C. und F. Mazelis (2019). Taylor-Rule Consistent Estimates of Natural Rate of Interest. ECB Working Paper No. 2257, Europäische Zentralbank, Frankfurt am Main.
- Brand, S. und J. Steinbrecher (2016): Erst mehr Geld und jetzt mehr Personal – was benötigen Kommunen für Investitionen? Fokus Volkswirtschaft Nr. 151, KfW Research, Frankfurt am Main.
- Brand, C., M. Bielecki und A. Penalver (2018). The Natural Rate of Interest: Estimates, Drivers, and Challenges to Monetary Policy. ECB Occasional Paper No. 217, Europäische Zentralbank, Frankfurt am Main.
- Brenke, K. und J. Pfannkuche (2018). Konsum und Sparquote der privaten Haushalte hängen stark vom Erwerbsstatus, Einkommen und Alter ab. DIW-Wochenbericht 10/2018, 181-191.
- Breusch, T. S. (1978). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers* 17, 334-355.
- Borbély, D. und C.-P. Meier (2005). Assessing Macroeconomic Forecast Uncertainty: An Application to the Risk of Deflation in Germany, in: *Kredit und Kapital* 38 (3), 377-399.

- Boss, A. (2009). Zur Entwicklung des Anspruchslohns in Deutschland, *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 58 (2), 222-254.
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) (Hrsg.) (2015). Wohnflächennachfrage in Deutschland bis 2030. BBSR-Analysen Kompakt 07/2015, Bonn.
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) (Hrsg.) (2019a). Beitrag der Digitalisierung zur Produktivität in der Baubranche. BBSR-Online-Publikation 19/2019, Bonn.
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) (Hrsg.) (2019b). Entwicklung der Marktstruktur im deutschen Baugewerbe. BBSR-Online-Publikation 18/2019, Bonn.
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) (Hrsg.) (2020). Strukturdaten zur Produktion und Beschäftigung im Baugewerbe. Berechnungen für das Jahr 2019. BBSR-Online-Publikation 15/2020, Bonn.
- Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics* 12 (3), 383–398.
- Carnot, N., V. Koen und B. Tissot (2011). *Economic Forecasting and Policy*. 2. Aufl., Basingstoke.
- Chen, J., A. Dunn, K. Hood, und A. Batch (2019). Off to the Races: A Comparison of Machine Learning and Alternative Data for Nowcasting of Economic Indicators. In Abraham, K., Jarmin, R. S., Moyer, B., and Shapiro, M. D., editors, *Big Data for 21st Century Economic Statistics*. University of Chicago Press.
- Clarida, R., J. Gali, M. Gertler (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature* 37 (4), 1661-1707.
- Clausen, J. R. und C.-P. Meier (2005). Did the Bundesbank follow a Taylor rule? An Analysis Based on Real-Time Data. *Schweizerische Zeitschrift für Nationalökonomie und Statistik* 141 (2), 213-246.
- Clements, M. P. und N. Taylor (2001). Bootstrapping Prediction Intervals for Autoregressive Models. *International Journal of Forecasting* 17, 247-267.
- Coibion, O. und Y. Gorodnichenko (2015). Is the Phillips Curve Alive and Well After All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation. *American Economic Journal: Macroeconomics* 7, 197–232.
- Colander, D. (2020). Complexity, the Evolution of Macroeconomic Thought, and Micro Foundations. *Real-World Economics Review* 91 (März), 2-19.
- Davidson, R., J. G. MacKinnon (2004). *Econometric Theory and Methods*. 1. Auflage, Oxford University Press; New York / Oxford.
- Dechent, J. (2006). Zur Entwicklung eines Baukostenindex. *Wirtschaft und Statistik* Februar 2006, 172-181.
- Deutsche Bundesbank (2015). Inflationserwartungen: neuere Instrumente, aktuelle Entwicklungen und wesentliche Einflussfaktoren, Monatsbericht Juni, 45-60.
- Diebold, F.X. und R.S. Mariano (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 253-263.
- Döpke, J., E. Langmantel, U. Fritsche, J. Gottschalk, B. Loose und C. Schuhmacher (1999). Indikatoren zur Prognose der Investitionen in Deutschland. Kieler Arbeitspapier Nr. 906, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Durbin, J. und G. S. Watson (1971). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. *Biometrika* 58 (1), 1-19.

- Elliot, G. und A. Timmermann (2016). *Economic Forecasting*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey.
- Ellis, C. und S. Price (2004). UK Business Investment and the User Cost of Capital. *The Manchester School* 72, 72-93.
- Eser, F., P. Karadi, P. R. Lane, L. Moretti und Chiara Osbat (2020). The Phillips Curve at the ECB. ECB Working Paper 2400. Frankfurt a. M.
- Euroconstruct (2020). 90th Euroconstruct Country Report.
- Favero, C. A., A. E. Gozluklu und H. Yang (2016). Demographics and the Behavior of Interest Rates. *IMF Economic Review* 64 (4), 732-776.
- Fratzscher, M. und A. Kriwoluzky (2020). Über die Ursachen und das mögliche Ende der niedrigen Zinsen in Deutschland, *Wirtschaftsdienst* 100 (1), 12-16.
- Fu, W. J. (1998). Penalized regressions: the bridge versus the lasso. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 7(3), 397-416.
- Fuest, C. und T. Wollmershäuser (2020). Niedrigzinsen: Ursachen und wirtschaftspolitische Implikationen, *Wirtschaftsdienst* 100 (1), 9-12.
- Fuhrer, J. (2017). Expectations as a Source of Macroeconomic Persistence: Evidence from Survey Expectations in Dynamic Macro Models. *Journal of Monetary Economics* 86, 22–35.
- Fuster, A., D. Laibson und B. Mendel (2010). Natural Expectations and Macroeconomic Fluctuations *Journal of Economic Perspectives* 24 (4), 67-84.
- Gabaix, X. (2014). A Sparsity-Based Model of Bounded Rationality. *Quarterly Journal of Economics* 129 (4), 1661-1710.
- Godfrey, L. G. (1978). Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica* 46, 1303-1310.
- Gornig, M., B. Götzig, C. Kaiser, K. Klarhöfer und C. Michelsen (2019). Strukturdaten zur Produktion und Beschäftigung im Baugewerbe – Berechnungen für das Jahr 2018. BBSR-Online-Publikation Nr. 17/2019, Bonn.
- Harding, D. und A. Pagan (2002). Dissecting the Cycle: A methodological Investigation. *Journal of Monetary Economics* 49, 365-381.
- Hendry, D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford.
- Hendry, D. F. und S. Johansen (2015). Model Discovery and Tryvge Haavelmo's Legacy. *Econometric Theory* 31, 93-114.
- Hodrick, R. J. und E. C. Prescott (1981). Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science Discussion Paper; Nr. 451.
- Hoerl, A. E., R. W. Kannard, und K. F. Baldwin (1975). Ridge Regression: Some Simulations. *Communications in Statistics-Theory and Methods* 4(2), 105-123.
- Hoerl, A., und R. Kennard (1988). Ridge regression, in *Encyclopedia of Statistical Sciences*; Vol. 8.
- Hoover, K. D., S. Johansen und K. Juselius (2008). Allowing the Data to Speak Freely: The Macroeconometrics of the Cointegrated Vector Autoregression. *American Economic Review* 98 (2), 251-55.
- Kilian, L. (1998). Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions. *Review of Economics and Statistics* 80 (2), 218-23.
- Kim, H. H. und N. R. Swanson (2018). Mining big data using parsimonious factor, machine learning, variable selection and shrinkage methods. *International Journal of Forecasting* 34(2), 339–354.

- Kuznets, S. (1930). *Secular Movements in Production and Prices*. Boston.
- Li, J. und W. Chen (2014). Forecasting Macroeconomic Time Series: LASSO-based Approaches and their Forecast Combinations with Dynamic Factor Models. *International Journal of Forecasting* 30(4), 996–1015.
- McAdam, P. und A. Willman (2013). Technology, Utilization, and Inflation: What Drives the New Keynesian Phillips Curve?. *Journal of Money, Credit and Banking* 45 (8), 1547-1579.
- McLaughlin, R. L. (1982). A Model of an Average Recession and Recovery. *Journal of Forecasting* 1, 55-65.
- Meier, C.-P. und F. Dumoulin (2017). Kapazitätsauslastung im Baugewerbe. Gutachten im Auftrag des Bundesinstituts für Bau- Stadt und Raumforschung (BBSR) im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR), Bonn.
- Meier, C.-P. und C. Dahl (2018): Determinanten der Entwicklung des Gewerbebaus. Gutachten im Auftrag des Bundesinstituts für Bau- Stadt und Raumforschung (BBSR) im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR), Bonn.
- Michelsen, C. und M. Gornig (2017): Kommunale Investitionsschwäche: Engpässe bei Planungs- und Baukapazitäten bremsen Städte und Gemeinden aus. *DIW-Wochenbericht* 84 (11), 211-219.
- Milunovich, G. (2020). Forecasting Australia's real house price index: A comparison of time series and machine learning methods. *Journal of Forecasting* 39(7), 1098-1118.
- Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica* 29, 315-335.
- Neyer, U. (2020). Niedrigzinsen – die Rolle der Geldpolitik, *Wirtschaftsdienst* 100 (1), 21-25.
- Orphanides, A. (2003). The Quest for Prosperity Without Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 633-663.
- Papetti, A. (2019). Demographics and the Natural Real Interest Rate in an OLG New-Keynesian Model. ECB Working Paper No. 2258, Europäische Zentralbank, Frankfurt am Main.
- Pascual, L, J. Romo und E. Ruiz (2001). Effects of Parameter Estimation on Prediction Densities: A Bootstrap Approach. *International Journal of Forecasting* 17, 83-103.
- Roberts, J. (1997). Is Inflation Sticky? *Journal of Monetary Economics* 39(2), 173–196.
- Rotemberg, J.J. und M. Woodford (1999). The Cyclical Behavior of Prices and Costs. NBER Working Paper Series, Nr. 6909.
- Schier, M. und M. Voigtländer (2015). Ist die Entwicklung am deutschen Wohnungsmarkt noch fundamental gerechtfertigt? *IW-Trends* 42 (1), 57-73.
- Smeekes, S. und E. Wijler (2018). Macroeconomic Forecasting using Penalized Regression Methods. *International Journal of Forecasting* 34(3), 408–430.
- Smith, J. M. und J. B. Taylor (2009). The Term Structure of Policy Rules. *Journal of Monetary Economics* 56 (7), 907–17.
- Smith, J. und K.F. Wallis (2009). A Simple Explanation of the Forecast Combination Puzzle. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71, 331-355.
- Stamfort, S. (2005). Berechnung trendbereinigter Indikatoren für Deutschland mit Hilfe von Filterverfahren. *Deutsche Bundesbank Diskussionspapiere*, Nr. 19.
- Stock, J. H. und M.W. Watson (2012). Generalized Shrinkage Methods for Forecasting Using Many Predictors. *Journal of Business and Economic Statistics* 30(4), 481–493.

- Statistisches Bundesamt (2016). Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, EVS 2013, Qualitätsbericht. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2018). Neuberechnung der Baupreisindizes auf Basis 2015. Fachserie 17, Reihe 4, 8/2018.
- Statistisches Bundesamt (2019). Bevölkerung Deutschlands bis 2060 - Tabellenband - Ergebnisse der 14. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung 2019 - Hauptvarianten 1 bis 9. Wiesbaden.
- Tibshirani, R. (1996). Regression Shrinkage and Selection via the Lasso. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)* 58(1), 267-288.
- Tichy, G. (1994). *Konjunktur – Stilisierte Fakten, Theorie, Prognose*. Heidelberg und New York.
- Varian, H. R. (1992). *Microeconomic Analysis*. 3. Aufl. London und New York.
- Vorholt, H. (2013). Neuberechnung der Baupreisindizes auf Basis 2010. *Wirtschaft und Statistik* November 2013, 818-827.
- Weidmann, J. (2019). Erwartungen sind wichtig. Begrüßungsansprache zur „Joint Conference on Household Expectations“ in Frankfurt am Main (<https://www.bundesbank.de/de/presse/reden/erwartungen-sind-wichtig-810760>, Download am 2.2.2021).
- Wu, H. (1973). Alternative Tests of Independence Between Stochastic Regressors and Disturbances, *Econometrica* 42, 529-546.
- Zou, H., und T. Hastie (2005). Regularization and Variable Selection via the Elastic Net. *Journal of the royal Statistical Society, Series B (Statistical Methodology)* 67(2), 301-320.