



Bundesinstitut
für Bau-, Stadt- und
Raumforschung

im Bundesamt für Bauwesen
und Raumordnung



BBSR-
Online-Publikation
109/2024

Baupreisprognose in einem dynamischen Umfeld

von

Dr. Carsten-Patrick Meier
Christopher Dahl

Baupreisprognose in einem dynamischen Umfeld

Methodenbericht zur mittelfristigen Baupreisprognose von 2022 bis 2027

Das Projekt des Forschungsprogramms „Zukunft Bau“ wurde vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) im Auftrag des Bundesministeriums für Wohnen, Stadtentwicklung und Bauwesen (BMWSB) 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 9 „Wohnen und Klimaschutz, Bauwirtschaft“
Christian Schmidt
christian.schmidt@bbr.bund.de

Auftragnehmer

Kiel Economics Research & Forecasting GmbH & Co. KG, Kiel
Dr. Carsten-Patrick Meier
Christopher Dahl

Stand

Juli 2024

Gestaltung

Kiel Economics Research & Forecasting GmbH & Co. KG, Kiel
Christopher Dahl

Bildnachweis

Titelbild: iStock.com/Nikada

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

BBSR – Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) (Hrsg.), 2024:
Baupreisprognose in einem dynamischen Umfeld: Methodenbericht zur mittelfristigen Baupreisprognose von 2022 bis 2027. BBSR-Online-Publikation 109/2024, Bonn.

Inhaltsverzeichnis

Kurzfassung	5
Executive summary	8
1 Problemstellung	11
2 Das Baupreisprognosemodell	12
2.1 Prognoseansatz	12
2.2 Empirische Umsetzung	14
2.3 Prognose der Bestimmungsgrößen der Baupreise	16
2.4 Zwischenfazit	20
3 Evaluierung der überarbeiteten Modellstruktur	21
3.1 Ergebnisse der historischen Simulation	21
3.2 Ergebnisse der stochastischen Simulation	23
3.3 Zwischenfazit	24
4 Reaktion der Baupreise auf Materialknappheit	25
4.1 Materialknappheit und Baupreise im historischen Vergleich	25
4.2 Integration der Materialknappheit in das Modell der Baupreise	26
4.3 Zwischenfazit	27
5 Sensitivitätsanalyse des Prognosemodells	28
6 Nicht genehmigungspflichtige Baumaßnahmen in der Baupreisprognose	30
6.1 Status quo im Prognosemodell	30
6.2 Mögliche Alternativen in der Modellierung	31
6.3 Zur Bedeutung nicht-genehmigungspflichtiger Baumaßnahmen für die Prognose	33
6.4 Zwischenfazit	36
7 Erweiterung des Prognoseansatzes um indikatorengestützte Modelle	38
7.1 Methoden	38
7.2 Empirische Evaluation	39
7.3 Zwischenfazit	41
8 Ergebnisse	42
Anhang	43
A.1 Verwendung externer Prognosen	43
A.2 Weitere Gleichungen des Baupreisprognosemodells	44
A.3 Indikatoren	49
Literatur	57
Abbildungsverzeichnis	58
Tabellenverzeichnis	59

Kurzfassung

Problemstellung

Ziel des Forschungsprojektes war die Weiterentwicklung der mittelfristigen Prognose der Baupreise. Bereits in der Vorgängerstudie wurde dargelegt, wie die Baupreise im gesamtwirtschaftlichen Umfeld prognostiziert werden können. Vor dem Hintergrund der seither eingetretenen Entwicklung in der Gesamtwirtschaft als auch vor allem in der Bauwirtschaft wurde das Ursprungsmodell laufend aktualisiert und an neue Gegebenheiten angepasst. Dabei wurde das Prognosemodell zudem stets anhand statistischer Kriterien evaluiert.

Das Baupreisprognosemodell

Das Baupreisprognosemodell basiert auf einer adaptierten Neukeynesianischen Phillips-Kurve, die die Preissetzung in der Bauwirtschaft als Aufschlag auf die Grenzkosten der Produktion beschreibt. Diese Grenzkosten werden im Baugewerbe vorwiegend durch die Lohnstückkosten beeinflusst, die aufgrund der konstanten Arbeitsproduktivität mit den Arbeitskosten übereinstimmen. Weitere Faktoren sind die internationalen Rohstoffpreise, insbesondere der Rohölpreis, und die Kapazitätsauslastung in der Bauwirtschaft, welche bei Annäherung an die Vollauslastung überproportional kostenintensiv wirkt. Ein zusätzlicher Aspekt der Preisdynamik ist die Erwartung der Unternehmen hinsichtlich der zukünftigen Kostenentwicklung. Historische Prognosen zur Entwicklung des Deflators der Bauinvestitionen, die regelmäßig von Wirtschafts- und Forschungseinrichtungen erstellt werden, bieten hier eine gute Grundlage. Das Modell wird empirisch anhand von Zeitreihendaten umgesetzt, wobei Daten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung und Umfrageergebnisse des ifo Instituts verwendet werden.

Alternativ kann eine Preisgleichung ohne explizite Erwartungsgrößen verwendet werden. Diese basiert ebenfalls auf der langfristigen Beziehung von Baupreisen, Lohnstückkosten und freien Kapazitäten, wobei das allgemeine Preisniveau als maßgeblicher Treiber der Baupreise dient. Die Baupreise können sich langfristig nicht völlig von der allgemeinen Preisentwicklung entkoppeln, da das Baugewerbe und die Gesamtwirtschaft einen gemeinsamen Arbeitsmarkt mit einheitlicher Nominallohnentwicklung nutzen. Da der Produktivitätsfortschritt im Baugewerbe geringer ist als in der Gesamtwirtschaft, steigen die Lohnstückkosten im Baugewerbe stärker, was strukturell einen höheren Preisanstieg im Baugewerbe bedingt, und bei der Modellierung berücksichtigt wird.

Für die Prognose der Baupreise müssen auch die Bestimmungsgrößen prognostiziert werden. Dies erfolgt in einem dreistufigen Ansatz: erstens durch die Verwendung der vorgestellten Modellgleichungen, zweitens durch die Modellierung des relevanten bauwirtschaftlichen Umfelds, und drittens durch die Einbeziehung gesamtwirtschaftlicher Prognosen. Externe Konjunkturprognosen, die regelmäßig veröffentlicht werden, sind eine wertvolle Quelle, insbesondere für gesamtwirtschaftliche Größen wie Preisauftrieb, Zinsen und Produktion. Wo externe Prognosen nicht ausreichen, müssen ergänzende modellgestützte Prognosen erstellt werden.

Evaluierung der aktualisierten Modellstruktur

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 2023 als auch in stochastischen Simulationsanalysen, welche weniger abhängig vom gewählten Beurteilungszeitraum sind, schneidet das Modell zumeist besser ab als Alternativen. Zu letzteren zählen die Herbstprognose der Gemeinschaftsdiagnose für das Folgejahr und die Frühjahrsprognose der Gemeinschaftsdiagnose. Die Prognoseunsicherheit kann für das laufende Jahr zudem maßgeblich mit Hilfe des unterjährigen Baupreisprognosemodells, bedingt durch den zeitlichen Informationsvorteil, reduziert werden.

Der zu erwartende Fehler 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 1,2 Prozentpunkten und bei Prognosen für die Anstiegsrate in fünf Jahren bei 2 Pro-

zentpunkten. In dieser Rechnung ist die Unsicherheit der externen Prognosen, die bis zu 0,4 Prozentpunkten zum Prognosefehler des Gesamtansatzes beiträgt, bereits mitberücksichtigt. Bei einem Konfidenzniveau von 95% impliziert dies für Prognosen für das nächste Kalenderjahr ein Prognoseintervall von etwas mehr als ± 2 Prozentpunkten und bei Prognosen über fünf Jahre von $\pm 4,0$ Prozentpunkten.

Reaktion der Baupreise auf Materialknappheit

In den vergangenen Jahren gab es in der Bauwirtschaft eine hohe Materialknappheit, was zu Baubehinderungen und Produktionsbeschränkungen führte. Diese Materialknappheit hat zudem zu starken Baupreissteigerungen geführt, da Unternehmen ihre Preisaufschläge erhöhen konnten, wenn sie über knappe Materialien verfügten. Dies führte zu einem verringerten Wettbewerb im Baugewerbe bzw. in den Zulieferbranchen. Der Anteil der von Materialknappheit betroffenen Baufirmen ist jedoch zuletzt deutlich zurückgegangen. Historisch betrachtet war die Materialknappheit der letzten zwei Jahre ein einzigartiges Ereignis.

Die Modellierung und Prognose der Baupreise gestaltet sich aufgrund der Seltenheit der hohen Materialknappheit als Herausforderung. Mit Abschluss des Jahres 2022 konnten der Effekt der Materialknappheit quantifiziert werden, wobei ein dauerhafter Anstieg der Knappheit zu einem dauerhaften Anstieg der Baupreise führt, während temporäre Knappheit langfristig keinen Einfluss auf das Preisniveau hat.

Eine dynamische Simulation zeigt, dass ein Anstieg der Materialknappheit um 10 Prozentpunkte zu einem Anstieg der Baupreise um rund 1% im ersten Jahr und etwa 3% im zweiten Jahr führen würde. Die Auswirkungen der Materialknappheit auf die Baupreise sind mit Unsicherheiten verbunden, da erhöhte Knappheit im Beobachtungszeitraum selten war.

Sensitivitätsanalyse des Prognosemodells

Die Baupreise reagieren am sensitivsten auf eine Veränderung des allgemeinen Preisniveaus, gemessen am BIP-Deflator. Ein Anstieg dieses Preisniveaus um 1% führt im ersten Jahr zu einem Anstieg der Baupreise um 0,4% und nach fünf Jahren um 1%. Dies verdeutlicht, dass Prognosefehler im allgemeinen Preisniveau vollständig auf die Baupreise übertragen werden.

Das Zinsniveau stellt den zweitwichtigsten Faktor dar. Ein Anstieg um 1 Prozentpunkt reduziert die Baupreise um etwa 0,4%, was auf einen Rückgang der Baunachfrage aufgrund höherer Kapitalnutzungskosten zurückzuführen ist. Dieser Effekt ist im Vergleich zu früheren Analysen jedoch geringer, da das aktuelle Zinsniveau höher ist.

Schließlich zeigen die Lohnstückkosten ebenfalls einen signifikanten, wenn auch geringeren Einfluss. Eine Erhöhung um 1% führt nach fünf Jahren zu einem Anstieg der Baupreise um 0,3%. Andere Faktoren wie die Einfuhrpreise und das reale Bruttoinlandsprodukt haben im Vergleich nur geringe Auswirkungen auf die Baupreise. Insgesamt liefert die Analyse wichtige Erkenntnisse über die relativen Einflüsse verschiedener ökonomischer Größen auf die Baupreise und zeigt auf, dass das allgemeine Preisniveau und die Zinsen die entscheidenden Treiber sind.

Nicht genehmigungspflichtige Baumaßnahmen in der Baupreisprognose

Gemäß Bauvolumensrechnung entfällt der größte Teil der Bauleistungen auf Bestandsmaßnahmen, was die Nachfrage nach diesen besonders relevant macht. Aktuell wird im Prognosemodell nicht zwischen Neubau- und Bestandsmaßnahmen unterschieden. Die Bauproduktion beeinflusst die Baupreise über den Auslastungsgrad, wobei eine Produktionssteigerung aufgrund der weitgehend fixen Kapazitäten kurzfristig zu höheren Baukosten und somit zu steigenden Baupreisen führt.

Die Bauproduktion wird im Modell über Baugenehmigungen und Auftragseingänge prognostiziert, was den Vorteil eines zeitlichen Vorlaufs von etwa neun bis zehn Monaten bietet. Die Baugenehmigungen sind dabei nachfragegetrieben und werden in Abhängigkeit vom real verfügbaren Haushaltseinkommen und den Kapitalnutzungskosten modelliert. Diese Modellierung bietet jedoch Einschränkungen, da sie nur das Bauhauptgewerbe abdeckt und nicht genehmigungspflichtige Maßnahmen im Bestand unzureichend erfasst werden.

Empirisch zeigt sich, dass rund 66% der Bauleistungen auf Bestandsmaßnahmen entfallen, dabei ist besonders der Wohnungsbau mit einem Anteil von 70% hervorzuheben. Hier besteht ein Potenzial zur Verbesserung der Prognose der Bauleistungen und Baupreise, sofern spezifische Einflussfaktoren für die Nachfrage nach nicht genehmigungspflichtigen Baumaßnahmen identifiziert werden können. Dabei ist anzumerken, dass auch Maßnahmen im Bestand von den Bestimmungsgrößen der Neubaumaßnahmen, unter anderem real verfügbares Einkommen der privaten Haushalte und Kapitalkosten, abhängig sind.

Insgesamt zeigt sich, dass die Berücksichtigung der nicht genehmigungspflichtigen Baumaßnahmen ein erstrebenswertes Ziel für die Prognose ist. Jedoch ist aufgrund mangelnder Daten eine Identifizierung der spezifischen Faktoren schwierig, sofern überhaupt signifikante Unterschiede zum Neubau bestehen. Vielversprechender erscheint die Analyse von Szenarien, welche beispielsweise die Sanierung und Modernisierung des Gebäudebestandes zur Erreichung der Klimaziele abbilden könnte.

Erweiterung des Prognoseansatzes um indikatorengestützte Modelle

Im Rahmen der Erweiterung des Prognoseansatzes für die Baupreise wurden verschiedene indikatorengestützte Modelle untersucht. Das bestehende semi-strukturelle Modell basiert auf langfristigen ökonomischen Beziehungen und nutzt vor allem Jahresdaten. Zur Aktualisierung und besseren Abbildung aktueller Entwicklungen wurden unterjährige Daten und Indikatoren ergänzt. Die Untersuchung zielt darauf ab, das Baupreisprognosemodell durch rein datengetriebene Ansätze zu erweitern, um insbesondere die kurzfristigen Prognosen zu verbessern.

Zur Evaluierung wurden zwei verschiedene Ansätze angewandt: ein Faktormodell sowie ein Ansatz basierend auf Granger-Kausalität zur Selektion der Indikatoren und einer anschließenden Prognosekombination der gefundenen Indikatoren. Faktormodelle verdichten eine große Anzahl an Indikatoren zu wenigen statistischen Faktoren mittels Hauptkomponentenanalyse. Diese Faktoren repräsentieren die Informationen der Indikatoren gebündelt, ohne die Zielvariable direkt zu berücksichtigen. Das Granger-Kausalitätsverfahren selektiert relevante Indikatoren, indem es deren Erklärungsgehalt für die Zielvariable prüft. Die eigentliche Prognose entsteht durch die Kombination der prognostizierten Werte mehrerer solcher Modelle.

Die empirische Evaluation, die einen Indikatorendatensatz von 1991 bis 2023 verwendete, zeigte, dass die indikatorengestützten Modelle kurzfristig (innerhalb der ersten vier Quartale) keine signifikanten Vorteile gegenüber einfachen autoregressiven Modellen bieten. Über längere Prognosezeiträume stiegen die Prognosefehler der indikatorengestützten Ansätze im Vergleich zu den einfachen Modellen deutlich an. Insgesamt erwies sich der historische Mittelwert als besonders robust, insbesondere bei längeren Vorhersagehorizonten. Die Untersuchung verdeutlicht, dass in diesem speziellen Anwendungsfall indikatorengestützte Modelle die univariaten Ansätze nicht übertreffen konnten. Dies könnte auf den spezifischen Evaluationszeitraum zurückzuführen sein, der von 2006 bis 2023 reicht und damit unter anderem die starken Baupreisanstiege aufgrund von Materialknappheit umfasst.

Executive summary

Problem definition

This project continues the research on forecasting construction prices over the medium-term. The previous study already explained how construction prices can be forecast in the macroeconomic environment. In light of the developments that have occurred since then in the economy as a whole and in the construction industry in particular, the original model has been continuously updated and adapted to new circumstances. The forecast model was also constantly evaluated on the basis of statistical criteria.

The forecast model for construction prices

At its core, the model for forecasting construction prices is based on an adapted New Keynesian Phillips curve. It describes price setting in the construction sector as a mark-up on marginal costs of production. These marginal costs are mainly influenced by unit labor costs, which correspond to labor costs since labor productivity is stagnating in the construction sector. Other factors include international commodity prices, in particular the price of crude oil, and capacity utilization in the construction industry, which has a disproportionately cost-intensive effect when approaching full capacity utilization. An additional aspect of price dynamics is companies' expectations regarding future cost trends. Historical forecasts on the development of the construction investment deflator, which are regularly produced by economic research institutions, provide a good basis for this. The model is implemented empirically on the basis of time series data, using data from the national accounts and survey results from the ifo Institute.

Alternatively, a price equation without explicit expectations can be used. This is also based on the long-term relationship between construction prices, unit labor costs and free capacities, with the general price level serving as the main driver of construction prices. In the long term, construction prices cannot be completely decoupled from general price trends, as the construction industry and the economy as a whole share a common labor market with uniform nominal wage trends. As productivity progress in the construction industry is lower than in the economy as a whole, unit labor costs in the construction industry rise more strongly, which structurally causes a higher price increase in the construction industry and is taken into account in the modeling.

To forecast construction prices, the determinants must also be forecast. This is done in a three-stage approach: firstly by using the model equations presented, secondly by modeling the relevant construction industry environment, and thirdly by incorporating macroeconomic forecasts. External economic forecasts, which are published regularly, are a valuable source, especially for macroeconomic variables such as inflation, interest rates and production. Where external forecasts are not sufficient, supplementary model-based forecasts must be produced.

Evaluation of the updated model structure

A systematic assessment of the performance of the medium-term forecast model for construction prices is favorable. Both in historically simulated out-of-sample forecasts over the period from 2000 to 2023 and in stochastic simulation analyses, which are less dependent on the selected assessment period, the model generally performs better than alternatives. The latter include the fall forecast of the Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose for the following year and the corresponding spring forecast. The forecast uncertainty for the current year can also be significantly reduced with the help of higher frequency data on construction prices during the year, due to the time-related information advantage.

The expected error for forecasts of the rate of increase in construction prices generated with the model, measured by the square root of the mean square forecast error, is just under 1.2 percentage points for forecasts for the next calendar year and 2 percentage points for forecasts for the rate of increase in five years. This calculation already takes into account the uncertainty of the external forecasts, which contributes up to 0.4 percentage points to the forecast error of the overall approach. At a confidence level of 95%, this implies a

forecast interval of slightly more than ± 2 percentage points for forecasts for the next calendar year and ± 4.0 percentage points for forecasts over five years.

The effects of material shortages

In recent years, there has been a severe shortage of materials in the construction industry, which has led to construction bottlenecks and production restrictions. This shortage of materials has also led to sharp increases in construction prices, as companies were able to increase their mark-ups when materials were in short supply. This led to reduced competition in the construction industry and in the supplier sectors. However, the proportion of construction companies affected by material shortages has recently fallen significantly. From a historical perspective, the material shortage of the last two years was a unique event.

Modeling and forecasting construction prices is a challenge due to the rarity of high material shortages. By the end of 2022, the effect of the material shortage could be quantified, whereby a permanent increase in the shortage leads to a permanent increase in construction prices, while temporary shortages have no influence on the price level in the long term.

A dynamic simulation shows that an increase in material shortages of 10 percentage points would lead to an increase in construction prices of around 1 percent in the first year and around 3 percent in the second year. The effects of material shortages on construction prices are associated with uncertainties, as increased shortages were rare during the observation period.

Sensitivity analysis of the forecast model

Construction prices react most sensitively to a change in the general price level, measured by the GDP deflator. An increase in this price level of 1 percent leads to an increase in construction prices of 0.4 percent in the first year and 1 percent after five years. This illustrates that forecast errors in the general price level are fully transferred to construction prices.

The interest rate level is the second most important factor. An increase of 1 percentage point reduces construction prices by around 0.4 percent, which is attributable to a decline in construction demand due to higher capital utilization costs. However, this effect is smaller compared to previous analyses, as the current interest rate level is higher.

Finally, unit labor costs also have a significant, albeit smaller, impact. An increase of 1 percent leads to an increase in construction prices of 0.3 percent after five years. In comparison, other factors such as import prices and real gross domestic product only have a minor impact on construction prices. Overall, the analysis provides important insights into the relative influences of various economic variables on construction prices and shows that the general price level and interest rates are the decisive drivers.

Construction measures not requiring approval in the construction price forecast

According to the construction volume calculation (DIW Bauvolumen), the majority of construction work is accounted for by existing measures, which makes the demand for these particularly relevant. Currently, the forecast model does not differentiate between new construction and existing measures. Construction output influences construction prices via the degree of capacity utilization, whereby an increase in output leads to higher construction costs in the short term due to the largely fixed capacities and therefore to rising construction prices.

Construction output is forecast in the model via building permits and incoming orders, which offers the advantage of a lead time of around 9 to 10 months. Building permits are demand-driven and are modeled as a function of real disposable household income and capital utilization costs. However, this model has limitations, as it only covers the main construction sector and does not adequately capture measures in existing buildings that do not require planning permission.

Empirical evidence shows that around 66 percent of construction work is attributable to existing buildings, with residential construction accounting for a particularly high share of 70 percent. There is potential here to

improve the forecast for construction work and construction prices, provided that specific factors influencing demand for construction measures that do not require approval can be identified. It should be noted that measures in existing buildings are also dependent on the determinants of new construction measures, including the real disposable income of private households and capital costs.

Overall, it is clear that the inclusion of construction measures that do not require approval is a desirable goal for the forecast. However, the lack of data makes it difficult to identify the specific factors, if there are any significant differences to new construction at all. The analysis of scenarios that could, for example, depict the refurbishment and modernization of existing buildings to achieve the climate targets appears more promising.

Expansion of the forecasting approach to include indicator-based models

As part of the expansion of the forecasting approach for construction prices, various indicator-based models were examined. The existing semi-structural model is based on long-term economic relationships and primarily uses annual data. In order to update and better reflect current developments, data and indicators were added during the year. The study aims to expand the construction price forecasting model using purely data-driven approaches in order to improve short-term forecasts in particular.

Two different approaches were used for the evaluation: a factor model and an approach based on Granger causality for the selection of indicators and a subsequent forecast combination of the indicators found. Factor models condense a large number of indicators into a few statistical factors using principal component analysis. These factors represent the information of the indicators bundled together without directly taking the target variable into account. The Granger causality method selects relevant indicators by examining their explanatory power for the target variable. The actual forecast is produced by combining the predicted values of several such models.

The empirical evaluation, which used an indicator data set from 1991 to 2023, showed that the indicator-based models do not offer any significant advantages in the short term (within the first four quarters) compared to simple autoregressive models. Over longer forecast periods, the forecast errors of the indicator-based approaches increased significantly compared to the simple models. Overall, the historical mean proved to be particularly robust, especially for longer forecast horizons. The study makes it clear that in this particular application, indicator-based models were unable to outperform univariate approaches. This could be due to the specific evaluation period, which extends from 2006 to 2023 and thus includes the sharp increases in construction prices due to material shortages.

1 Problemstellung

Im Rahmen des BBSR-Forschungsprojekts „Mittelfristprognose der Preise für Bauleistung“ (vgl. Meier et al. 2021) ist der Frage nachgegangen worden, ob es möglich ist, die Baupreise über einen längeren Zeitraum zu prognostizieren. Zentrales Ergebnis war, dass es tatsächlich möglich ist, die Baupreise über einen Zeitraum von fünf Jahren zu prognostizieren. Kern des im Rahmen des Forschungsprojekts entwickelten Prognoseansatzes sind zwei strukturelle ökonometrische Zeitreihenmodelle für die Baupreise. Ausgehend von einer für das Baugewerbe adaptierten Neukeynesianischen Phillips-Kurve, können die Baupreise in Abhängigkeit von

- den gesamtwirtschaftlichen Erzeugerpreisen gemessen am Deflator des Bruttoinlandsprodukts,
- den Lohnstückkosten im Baugewerbe,
- den Importpreisen,
- dem erwarteten Anstieg der Baupreise im Folgejahr sowie
- dem Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten des Baugewerbes

erklärt und prognostiziert werden.

Unter Berücksichtigung der im Dezember 2020 verfügbaren Daten kam der Prognoseansatz damals zu dem Ergebnis, dass die Phase stark steigender Baupreise in Deutschland vorerst vorbei sei. Diese Prognose hat sich nicht bewahrheitet, die Entwicklung der Baupreise zeigt sich weiter sehr dynamisch.

Dieses Forschungsprojekt schließt an das Vorläuferprojekt an. Vor dem Hintergrund der seither eingetretenen Entwicklung in der Gesamtwirtschaft als auch vor allem in der Bauwirtschaft wurde das Ursprungsmodell laufend aktualisiert und an neue Gegebenheiten adaptiert. Dabei wurde das Prognosemodell zudem stets anhand statistischer Kriterien evaluiert.

Der vorliegende Bericht stellt zunächst die aktualisierte Modellstruktur vor und benennt Unterschiede zur ursprünglichen Version. Die Unterschiede resultieren maßgeblich aus vier (volatilen) Jahren weiterer empirischer Beobachtungen. Neben der Evaluierung des aktualisierten Prognoseansatzes werden zudem verschiedene Aspekte und Fragestellungen in diesem Bericht erörtert, unter anderem Materialknappheit im Baugewerbe, welche während der Projektlaufzeit sowohl die Entwicklung der Baupreise als auch die Weiterentwicklung des Prognoseansatzes beeinflusst haben.

2 Das Baupreisprognosemodell

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 das ökonometrische Modell zur Prognose der Baupreise dargestellt. Eine ausführliche Erläuterung der theoretischen Herleitung findet sich in der Ausgangsstudie (vgl. Meier et al. 2021: S. 35ff.).

2.1 Prognoseansatz

Das Modell zur Prognose der Baupreise beruht im Kern auf einer für das Baugewerbe adaptierten Neukeynesianischen Phillips-Kurve, der maßgeblichen makroökonomischen Theorie zur Preissetzung. Danach bilden sich die Preise in einer wettbewerblich produzierenden Branche als Aufschlag auf die Grenzkosten der Produktion, der von den Preisänderungserwartungen der Unternehmen abhängt. 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 Vollauslastung rückt, da die zusätzliche Mobilisierung von Produktionsfaktoren kurzfristig überproportional kostenintensiv ist. 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.

Können die Unternehmen die Preise nicht sofort und vollumfänglich an die Kostensituation anpassen, so werden sie versuchen, deren zukünftige Entwicklung zu antizipieren. In diesem Fall hängt die Preisdynamik auch von den Preisänderungserwartungen der Unternehmen ab. Dieser letztere Gedanke ist die wesentliche Neuerung, die die Neukeynesianischen Phillips-Kurve der Literatur hinzugefügt hat. Eine Preissetzung nach diesem Prinzip lässt sich allgemein und auch für das deutsche Baugewerbe empirisch beobachten.

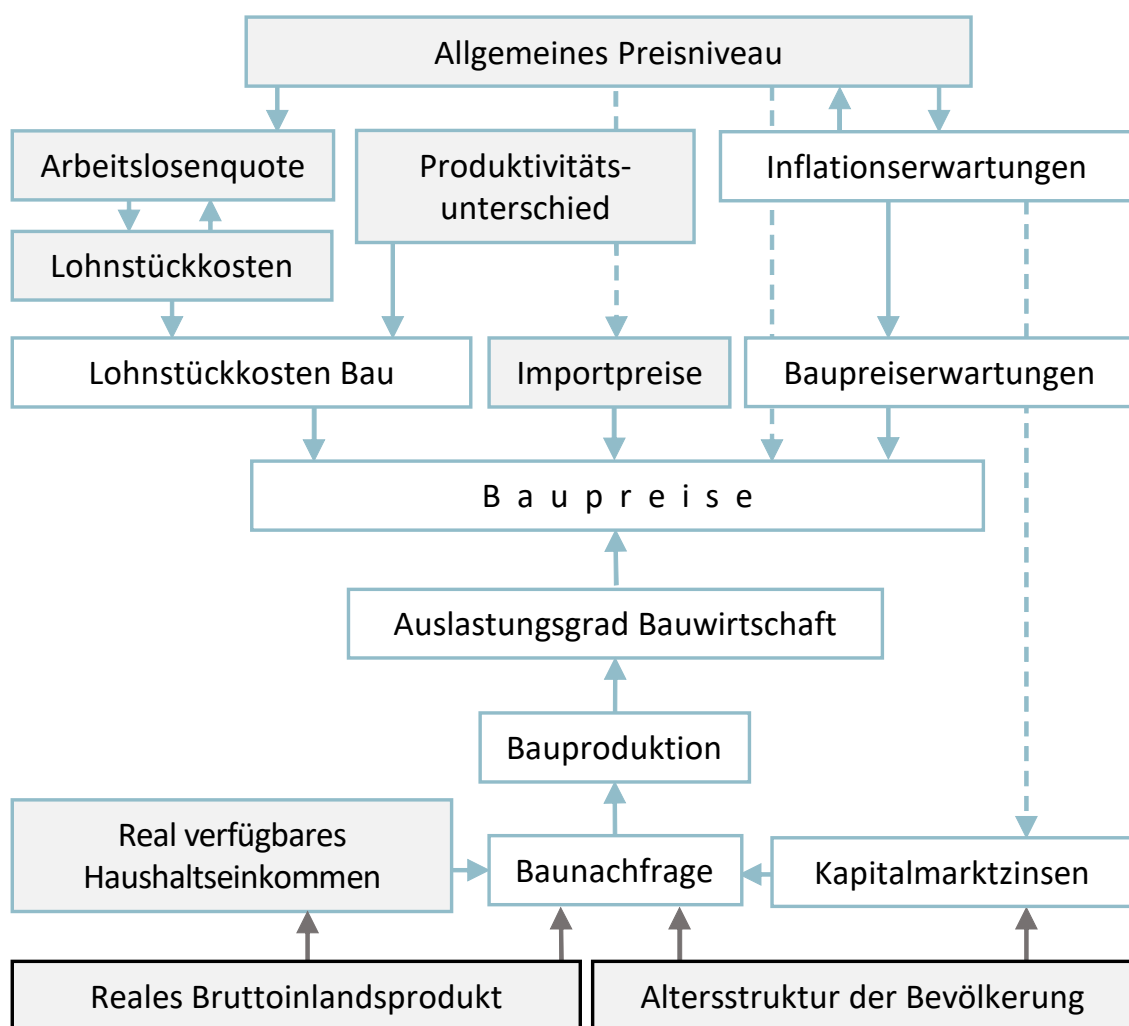
Die für die empirische Umsetzung des Modells notwendigen Daten können überwiegend der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung entnommen werden. Dies betrifft unter anderem Daten zu den Lohnstückkosten und zum Deflator der Einfuhr. Daten zum Auslastungsgrad der Bauwirtschaft sind nicht in den amtlichen Statistiken enthalten, stattdessen wird der Kapazitätsauslastungsgrad gemäß ifo Konjunkturumfragen für das Bauhauptgewerbe herangezogen. 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.

Eine methodische Alternative für die Prognose, besteht in einer Gleichung der reduzierten Form, die nicht explizit abhängig ist von den Preiserwartungen. Dafür müssen Kompromisse hinsichtlich der theoretischen Stringenz und ggf. auch hinsichtlich der strukturellen Stabilität 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. Die Modellierung beruht weiterhin auf der langfristigen Beziehung von Baupreisen, Lohnstückkosten und freien Kapazitäten. Als maßgeblicher Treiber der Baupreise wird nun allerdings das allgemeine Preisniveau in Form des Deflators des Bruttoinlandsprodukts dienen. 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 und muss bei der Modellierung berücksichtigt werden.

Damit die beschriebene Beziehung für die Prognose der Baupreise verwendet werden kann, bedarf es einer Prognose ihrer Bestimmungsgrößen. 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.

Abbildung 1
Schematische Darstellung des mittelfristigen Prognosemodells für die Baupreise



Farbschema der Darstellung

- Rückgriff auf externe Prognosen
- Modellendogene Bestimmung
- Modellendogene Bestimmung ergänzt um externe Prognosen

Quelle: Eigene Darstellung

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.

2.2 Empirische Umsetzung

Die theoretische 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 und den Daten.¹

Neukeynesianische Phillips-Kurve für das Baugewerbe

Grundlage für die Schätzung stellen jährliche Beobachtungen für Deutschland bzw. das frühere Bundesgebiet ab dem Jahr 1962 dar. Für die Lohnstückkosten (lsk) und die Vorleistungspreise, letztere approximiert durch den Deflator der Einfuhr (p^m), werden Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung herangezogen. Hingegen dienen für den Auslastungsgrad bzw. die freien Kapazitäten im Baugewerbe ($fcap$) die Umfrageergebnisse des ifo Instituts für das Bauhauptgewerbe als Datenquelle. Mit Blick auf die Modellierung der Preisveränderungserwartungen (p^{erw}) werden historische Instituts- und Sachverständigenratsprognosen eingesetzt. Im Rahmen der Aktualisierung der Baupreisprognose zeigte sich, dass zusätzlich die Berücksichtigung der Materialknappheit im Baugewerbe (mat) in der Prognose der Baupreise hilfreich ist.

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

$$\begin{aligned} \Delta p_t^{\square} = & 0,49 - 0,17 [p_{t-1}^{\square} - 0,65 lsk_{t-2}^{\square} - (1 - 0,65)p_{t-2}^m + 0,24 fcap_{t-1}] \\ & + 0,53 \Delta p_t^{erw} + 0,20 \Delta lsk_t^{\square} + 0,15 \Delta p_t^m - 0,05 \Delta fcap_t^{\square} + 0,44 mat_{t-1} \\ & + 0,02 dum_{1966} - 0,04 dum_{1967} + 0,06 dum_{1970} \end{aligned} \quad (1)$$

Zeitraum: 1962–2023; $\bar{R}^2 = 0,96$; $DW = 2,11$; $AR(1) = 0,78$; $AR(4) = 0,44$; $AP(1987) = 0,81$

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 5,68 ablehnen lässt.² 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.³

¹ Eine ausführliche Herleitung der dynamischen Spezifikation und Erläuterung der Methodik findet sich in Meier et al. 2021: S. 51ff.

² Der kritische Wert des Ericsson-MacKinnon-Tests beträgt bei einem Konfidenzniveau von 1 % 4,35.

³ 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-

Auch sonst erscheint die Gleichung statistisch zutreffend spezifiziert zu sein. Die Durbin-Watson-Statistik (*DW*) widerlegt mit einem Wert von 2,11 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 0,78 und 0,44. Der Andrews-Ploberger-Test auf Strukturbruch zu einem unbekannten Zeitpunkt, *AP*, erreicht sein Maximum im Jahr 1987, lehnt die Hypothese zeitlich stabiler Koeffizienten aber nicht ab, wie das hohe marginale Signifikanzniveau von 0,81 ausweist. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß $\bar{R}^2$ gibt an, dass die Gleichung 96 % der Variation der Baupreisänderungen zu erklären vermag.

Im Vergleich zur ursprünglichen Modellgleichung in der Vorgängerstudie (Meier et al 2021: Gleichung 21) kommt es in Bezug auf die Langfristbeziehung von Baupreisen, Lohnstückkosten, Einfuhrpreisen und freien Kapazitäten nur zu geringen Änderungen der Koeffizienten aufgrund der vier zusätzlichen Beobachtungen. Selbiges gilt für den Einfluss der Preiserwartungen auf die Baupreise. Entsprechend ist auch die dynamische Reaktion der Baupreise auf Veränderungen der Bestimmungsfaktoren ähnlich wie in der Vorgängerstudie (vgl. Meier et al. 2021: Abb. 24). Im Unterschied zur ursprünglichen Schätzung fällt jedoch, die geschätzte Anpassungsgeschwindigkeit nach einem Schock nun höher aus, das heißt nach Abweichungen vom Gleichgewicht durch Veränderungen der Bestimmungsgrößen wird das neue Gleichgewicht schneller erreicht. Ursprünglich wurden rund 10 % der Abweichung in einem Jahr abgebaut nun liegt die Anpassungsgeschwindigkeit bei 17 %.

Alternative Preisgleichung ohne Erwartungsgrößen

Die Neukeynesianische Phillips-Kurve berücksichtigt explizit die Preiserwartungen. Die Preiserwartungen, dargestellt durch die Baupreisprognosen der Gemeinschaftsdiagnose für das nächste Kalenderjahr müssen für die mittelfristige Baupreisprognose ebenfalls prognostiziert werden. Eine Alternative hierzu besteht darin, die oben gezeigte strukturelle Modellgleichung 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, in der Literatur mittlerweile ein Konsens hinsichtlich der empirischen Unzulänglichkeit „rationaler“ Erwartungen eingestellt hat.

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 (*q*) dienen. 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. 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.

Fuller-Verteilung bei einem Signifikanzniveau von 10% (5%) 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.

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

$$\begin{aligned}
 \Delta p_t^{\square} = & -0,18 \left[p_{t-1}^{\square} - 0,92 q_{t-1}^{\square} - 0,08 lsk_{t-1}^{\square} + 0,27 fcap_t \right] \\
 & + 0,28 \Delta p_{t-1}^{\square} - 0,05 \Delta lsk_{t-3}^{\square} + 0,33 \Delta lsk_t^{bis\ 1993} + 0,81 \Delta q_t^{\square} \\
 & - 0,28 \Delta q_{t-1}^{\square} + 0,13 \Delta q_{t-5}^{\square} - 0,05 \Delta fcap_{t-1} + 0,04 p_{t-1}^{m1975} \\
 & + 0,10 \Delta p_t^m + 0,06 dum_{1970} + 0,25 mat_t - 0,06 \Delta mat_t^{\square} \\
 & + 0,03 dum_{1976} + 0,02 dum_{1983}
 \end{aligned} \tag{2}$$

Zeitraum: 1963–2023; $\bar{R}^2 = 0,97$; $DW = 1,72$; $AR(1) = 0,72$; $AR(4) = 0,51$; $AP(2006) = 0,78$

Wie schon in der Ausgangsstudie erklärt das Modell der reduzierten Form geringfügig mehr Varianz der Baupreise als das Modell mit Preiserwartungen. Damit einhergeht, dass die Koeffizienten der Modellschätzung sich im Vergleich nur geringfügig geändert haben. Entsprechend ähnlich fallen auch die dynamischen Reaktionen in Folge von Schocks der Bestimmungsgrößen aus.

Wie schon bei der Schätzung der Neukeynesianischen Phillips-Kurve für das Baugewerbe wird nun auch im Modell der reduzierten Form die Materialknappheit im Baugewerbe mitberücksichtigt.

2.3 Prognose der Bestimmungsgrößen der Baupreise

Die im vorangegangenen Abschnitt gezeigten Modellgleichungen 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, zeitgleich eingehen, sind selbst solche kurzfristigen Prognosen allein auf der Grundlage der Gleichungen und des aktuellen Datenstandes nicht möglich. Damit die Gleichungen für die Prognose der Baupreise verwendet werden können, bedarf es seinerseits Prognosen für die Treibergrößen.

Die Prognose der Bestimmungsgrößen der Baupreise folgt 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 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/Timmermann 2016: 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 der Prognoseansatz der jeweiligen Bestimmungsgrößen kurz erläutert. Eine ausführlichere Herleitung bietet Meier et al. 2021: S. 59ff.⁴

2.3.1 Bauwirtschaftliche 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. 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 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 an der erwarteten Anstiegsrate des allgemeinen Preisniveaus zzgl. eines Zuschlags für die Lohnstückkostenentwicklung im Baugewerbe und die Verbesserung der Baukonjunktur, gemessen an der Abnahme der freien Kapazitäten in der Bauwirtschaft, orientieren. Daten zu den Baupreiserwartungen werden der Gemeinschaftsdiagnose entnommen. Es handelt sich um die jeweiligen Herbstprognosen für den Anstieg des Deflators der Bauinvestitionen im Folgejahr.

⁴ Die aktualisierten Spezifikationen und Schätzungen der jeweiligen Gleichungen finden sich im Anhang A.2.

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 dürften allerdings dauerhaft stärker steigen als die gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten, 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 messen lassen.

Gemäß der Modellierung steigen die Lohnstückkosten im Baugewerbe 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 im Baugewerbe über den gesamtwirtschaftlichen hinaus.

Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten – Nachfrage nach Bauleistungen

Die Modellierung des Auslastungsgrades im Baugewerbe – und somit der Baukonjunktur – in Abhängigkeit vom gesamtwirtschaftlichen Umfeld ist in Teilen strukturell-theoriebasiert angelegt und basiert auf vier Elementen. Gesamtwirtschaftliche Impulse wirken auf die Baunachfrage, gemessen an den Baugenehmigungen, und führen über eine Veränderung der Bauaufträge zu Veränderungen der Bauproduktion und dadurch ändert sich der Auslastungsgrad der Kapazitäten des Baugewerbes. Entsprechend besteht das Teilmodell für den Auslastungsgrad aus vier Gleichungen, einer für die Baugenehmigungen, einer für den Auftragseingang im Baugewerbe, 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/Price 2004, Meier/Dahl 2018: 53ff.). Diese identifiziert die gesamtwirtschaftliche Produktion bzw. das real verfügbare Einkommen der privaten Haushalte sowie das Niveau der realen Kapitalnutzungskosten als maßgebliche Treiber der Nachfrage nach Bauleistungen.

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.

Während höhere Kapitalnutzungskosten, beispielsweise in Folge gestiegener Zinsen, dämpfend auf die Baunachfrage wirken, führt eine Steigerung des verfügbaren Einkommens zu einer erhöhten Nachfrage nach Bauleistungen.

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 (DIW 2023), 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 verfügen zudem über einen – für die Erstellung von Prognosen vorteilhaften – zeitlichen Vorlauf zur Bauproduktion verfügen (vgl. Kapitel 6).

Für die Prognose werden die Baugenehmigungen, gemessen an den preisbereinigten veranschlagten Baukosten,⁵ in Anlehnung an die neoklassische Investitionstheorie in Relation zum real verfügbaren Einkommen und zu den Kapitalnutzungskosten gesetzt. Dabei ist zu berücksichtigen, dass der durchschnittliche private Haushalt heutzutage mehr Mitglieder im Rentenalter und deutlich weniger Kinder hat als in den 1960er bis 1980er-Jahren und insofern vermutlich bei gegebenem verfügbarem Einkommen und gegebenem Niveau der Kapitalnutzungskosten weniger Bedarf an Bauleistungen hat als sein Pendant in der Vergangenheit. Dem wird durch die Aufnahme demographischer Variablen, welche die Altersstruktur der Bevölkerung widerspiegeln, Rechnung getragen.

Im nächsten Schritt wird der Auftragseingang in Abhängigkeit der Baugenehmigungen modelliert. Im Unterschied zur Vorgängerstudie erwies es sich im Laufe der Aktualisierungen empirisch als vorteilhafter die Bauaufträge nicht direkt in die Gleichung des Auslastungsgrades mit aufzunehmen, sondern stattdessen als Vorstufe in der Erklärung der Bauproduktion zu verwenden. Entsprechend wird im dritten Schritt die Bauproduktion in Abhängigkeit zum Auftragseingang modelliert. Die Bauproduktion wird dabei zusätzlich um den Einfluss der Anzahl der Arbeitstage in einem Jahr und eventuelle Baubehinderungen aufgrund von schlechter Witterung bereinigt. Schließlich erfolgt die Prognose des Auslastungsgrades auf Basis der Veränderung der Bauproduktion.

2.3.2 Gesamtwirtschaftliche Größen

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.

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 2 % 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 Preisauf-

⁵ 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 % 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.

trieb und für die von diesem bestimmten nominalen gesamtwirtschaftlichen Größen zu erstellen. Details zu dem Modell finden sich im Anhang.

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.

Die Kapitalmarktzinsen, gemessen an der Rendite für Bundesanleihen mit einer Restlaufzeit von 9 bis 10 Jahren, stellen unter den gesamtwirtschaftlichen Größen eine Ausnahme dar, indem hier nicht auf externe Prognosen zurückgegriffen wird, sondern stattdessen eine strukturelle Modellierung erfolgt. Dabei werden die Zinsen mittelfristig in Zusammenhang mit der Inflation, den Inflationserwartungen und der demographischen Entwicklung im Euroraum gesetzt (vgl. Meier et al. 2021: S. 79ff.).

2.4 Zwischenfazit

Das Baupreisprognosemodell basiert auf einer adaptierten Neukeynesianischen Phillips-Kurve, die die Preissetzung in der Bauwirtschaft als Aufschlag auf die Grenzkosten der Produktion beschreibt. Diese Grenzkosten werden im Baugewerbe vorwiegend durch die Lohnstückkosten beeinflusst, die aufgrund der konstanten Arbeitsproduktivität mit den Arbeitskosten übereinstimmen. Weitere Faktoren sind die internationalen Rohstoffpreise, insbesondere der Rohölpreis, und die Kapazitätsauslastung in der Bauwirtschaft, welche bei Annäherung an die Volllast überproportional kostenintensiv wirkt. Ein zusätzlicher Aspekt der Preisdynamik ist die Erwartung der Unternehmen hinsichtlich der zukünftigen Kostenentwicklung. Historische Prognosen zur Entwicklung des Deflators der Bauinvestitionen, die regelmäßig von Wirtschafts- und Forschungseinrichtungen erstellt werden, bieten hier eine gute Grundlage. Das Modell wird empirisch anhand von Zeitreihendaten umgesetzt, wobei Daten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung und Umfrageergebnisse des ifo Instituts verwendet werden.

Alternativ kann eine Preisgleichung ohne explizite Erwartungsgrößen verwendet werden. Diese basiert ebenfalls auf der langfristigen Beziehung von Baupreisen, Lohnstückkosten und freien Kapazitäten, wobei das allgemeine Preisniveau als maßgeblicher Treiber der Baupreise dient. Die Baupreise können sich langfristig nicht völlig von der allgemeinen Preisentwicklung entkoppeln, da das Baugewerbe und die Gesamtwirtschaft einen gemeinsamen Arbeitsmarkt mit einheitlicher Nominallohnentwicklung nutzen. Da der Produktivitätsfortschritt im Baugewerbe geringer ist als in der Gesamtwirtschaft, steigen die Lohnstückkosten im Baugewerbe stärker, was strukturell einen höheren Preisanstieg im Baugewerbe bedingt, und bei der Modellierung berücksichtigt wird.

Für die Prognose der Baupreise müssen auch die bestimmenden Faktoren prognostiziert werden. Zu diesem Zweck wird das relevante bauwirtschaftliche Umfeld in Abhängigkeit von gesamtwirtschaftlichen Größen modelliert. Externe Konjunkturprognosen sind eine wertvolle Quelle für diese gesamtwirtschaftlichen Größen. Ergänzende modellgestützte Prognosen sind notwendig, wo externe Prognosen nicht ausreichen.

Zusammengefasst liefert das Baupreisprognosemodell eine fundierte Grundlage für die mittelfristige Vorhersage der Baupreise, indem es sowohl theoretische Konzepte als auch empirische Daten integriert. Die Berücksichtigung von Preiserwartungen, Lohnstückkosten, Kapazitätsauslastung und allgemeinen Preisentwicklungen stellt sicher, dass die Prognosen die Besonderheiten der Bauwirtschaft berücksichtigt.

3 Evaluierung der überarbeiteten Modellstruktur

Zur Modellspezifikation und Parameterschätzung steht mit dem abgeschlossenen Jahr 2023 gegenüber der letzten Prognoseaktualisierung im Dezember eine weitere Beobachtung zur Verfügung. Gegenüber der ursprünglichen Studie bieten nunmehr vier weitere Beobachtungen in jährlicher Frequenz weitere Daten zur Entwicklung der Baupreise im gesamtwirtschaftlichen Umfeld. Wie im vorherigen Kapitel gezeigt haben sich die Modellgleichungen entsprechend leicht geändert.

Die Prognosegüte der aktuellen Modellstruktur wird im Folgenden anhand zweier Prognosefehlermaße beurteilt. Als Referenzansätze dienen zum einen ein einfaches Zeitreihenmodell und zum anderen die Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose (GD), des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) und des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW).⁶ Ferner werden die beiden strukturellen Baupreisgleichungen einzeln und als gleichgewichtete Prognosekombination betrachtet.

Erstes Mittel der Wahl zur systematischen Beurteilung der Prognoseverfahren oder -modelle 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 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.

Zusätzlich wird die Prognosegüte des Modells 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. Für eine ausführliche Erläuterung der Methodik wird an dieser Stelle auf das Kapitel 6 der Vorgängerstudie verwiesen (Meier et al. 2021: 98ff.).

3.1 Ergebnisse der historischen Simulation

Der Untersuchungszeitraum für die historische Simulationsanalyse reicht vom Jahr 2000 bis zum Jahr 2023. 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. Das Vorgehen wird bis zum letzten Datenpunkt iteriert.

Für die Prognosen des laufenden Kalenderjahres zeigt sich, dass die für das Baugewerbe adaptierte Neukeynesianische Phillips-Kurve und das Modell der reduzierten Form den Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose im Vergleichszeitraum unterlegen sind. Deutlich bessere Ergebnisse zeigt das unterjährige Modell der Baupreise, welches die Entwicklung der Baupreise im ersten Quartal des ersten Prognosejahres und weitere unterjährige Indikatoren mitberücksichtigt (Tabelle 1).⁷

⁶ Das DIW erstellt im Rahmen der Bauvolumensrechnung Prognosen für die Entwicklung des Deflators des Bauvolumens. Die entsprechenden Prognosefehler werden ebenfalls in Relation zum Deflator des Bauvolumens berechnet.

⁷ Der Stichprobenumfang der Preisprognosen des Bauvolumens ist mit 11 Beobachtungen für Prognosen des laufenden Jahres und 6 Beobachtungen für Prognosen des nächsten Kalenderjahres sehr gering und nur eingeschränkt aussagekräftig. Veröffentlicht werden die Bauvolumensrechnung und die Prognosen meist im September. Aufgrund des Informationsnachteils von rund drei Monaten ist zu erwarten, dass der Prognosefehler höher ausfällt als zum Beispiel für die Herbstprognose der Gemeinschaftsdiagnose, welche im Oktober veröffentlicht wird.

Tabelle 1

Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise, historische Simulation 2000-2023 in Prozentpunkten

Modell / Institution	Prognosehorizont					
	t + 0	t + 1	t + 2	t + 3	t + 4	t + 5
Neukeynesianische Gleichung	2,00	2,48	3,16	3,62	3,82	3,90
Gleichung der reduzierten Form	2,21	3,32	3,37	3,83	4,24	4,42
Unterjähriges Baupreismodell	1,39	-	-	-	-	-
Prognose-Modell ¹	1,39	2,95	3,21	3,63	4,04	4,24
AR-Modell ²	2,71	3,52	3,57	4,02	4,29	4,59
Gemeinschaftsdiagnose ³	1,97	3,62	-	-	-	-
Sachverständigenrat ⁴	2,78	-	-	-	-	-
BBSR/DIW Bauvolumen ⁵	2,17 [†]	6,05 [‡]	-	-	-	-

Anmerkung: ¹ Erster Prognoseschritt mittels des unterjährigen Baupreisprognosemodell, anschließende Prognoseschritte gleichgewichtete Kombination der Prognosen von Neukeynesianischem Modell und Modell der reduzierten Gleichung. ² Autoregressives Modell der Baupreise vom Grad 1.

³ Herbstprognosen der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten, Veröffentlichung erfolgt im Oktober und ist damit vom verfügbaren Datenstand dem Prognosemodell gegenüber im Nachteil. ⁴ Prognosen des Sachverständigenrates für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten, veröffentlicht im November des Vorjahres. ⁵ Prognosen des DIW im Auftrag des BBSR für die Preisentwicklung des Bauvolumens, veröffentlicht im September. [†] Prognosefehler der Prognosen für die Jahre 2014 und 2016 bis 2022. [‡] Prognosefehler der Prognosen für die Jahre 2015 und 2017 bis 2022. * Prognosefehler der Prognosen für die Jahre 2018 bis 2022.

Quelle: Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, BBSR/DIW, eigene Berechnungen

Für das nächste Kalenderjahr erweist sich das Prognosemodell gegenüber den Referenzen als leicht vorteilhafter. Die Auswertung der Prognosefehler zeigt ferner, dass die neukeynesianische Gleichung über alle Prognosehorizonte hinweg geringere Prognosefehler aufweist als die Gleichung der reduzierten Form oder die Kombination beider Gleichungen (Prognose-Modell). Dies steht im Gegensatz zum zur im nächsten Abschnitt durchgeführten stochastischen Ermittlung der Prognosefehler, hier zeigt sich die Kombination der Gleichungen als vorteilhaft, das Ergebnis ist somit wahrscheinlich auf den Evaluierungszeitraum 2000 bis 2023 zurückzuführen. Da die stochastische Berechnung der Prognosefehler sich auf den gesamten Beobachtungszeitraum stützt wird die Kombination der beiden Baupreisgleichungen für die Prognose bevorzugt.

Über den Untersuchungszeitraum wies das favorisierte mittelfristige Prognose-Modell für die Baupreise, die gleichgewichtete Kombination der Prognosen beider Preisgleichungen und die Nutzung des unterjährigen Modells für das laufende Jahr, RMSEs von 1,39 (t+0) bis 4,24 (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% in einem Intervall liegen, das von der Punktprognose um jeweils 4,24 Prozentpunkte nach oben und nach unten abweicht. Soll die Irrtumswahrscheinlichkeit nur 5% betragen, wäre jeweils das Doppelte der Werte anzusetzen, um das Intervall zu bestimmen.

Im Vergleich zur Vorgängerstudie sind die Prognosefehler aller Modelle und Referenzen deutlich gestiegen. Hintergrund ist der starke Anstieg der Baupreise in den vergangenen Jahren, welcher von keinem Modell und keiner Institution prognostiziert worden ist. Dies führt zu hohen Prognosefehlern, welche beim gewählten Fehlermaß, dem RMSE aufgrund der Quadrierung der Fehler besonders ins Gewicht fallen.

3.2 Ergebnisse der stochastischen Simulation

Die stochastisch simulierten Prognosefehler beruhen auf den tatsächlichen Prognosefehlern seit 1970, welche mittels Simulationsverfahren repräsentativ aufgearbeitet werden. Die Größenordnung der stochastisch simulierten Prognosefehler fällt bei allen Verfahren geringer aus als die Prognosefehlerstandardabweichung des oben durchgeführten historischen Analyseexperiments (Tabelle 2).

Die Baupreise im laufenden Kalenderjahr werden, wie im Pseudo-Out-of-Sample-Experiment, am besten vom unterjährigsten Baupreismodell, gefolgt von den Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose. Den höchsten Fehler weist mit fast 2 Prozentpunkten das AR-Modell auf.

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 Gemeinschaftsdiagnose und die des AR-Modells. Auch für die mittlere Frist weist die Kombination der strukturellen Modelle niedrigere RMSEs auf.

Tabelle 2
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	1,41	1,63	1,92	2,18	2,12	2,25
Gleichung der reduzierten Form	1,13	1,37	1,67	1,82	1,91	1,97
Unterjähriges Baupreismodell	0,42	-	-	-	-	-
Prognose-Modell ¹	0,42	1,17	1,66	1,86	1,87	1,99
AR-Modell ²	1,78	2,38	2,70	2,78	2,90	2,89
Gemeinschaftsdiagnose ³	1,12	2,09	-	-	-	-
Sachverständigenrat ⁴	1,40	-	-	-	-	-

Anmerkung: Simulation der Prognosegüte mittels parametrischen Bootstrap mit 4999 Wiederholungen. ¹ Erster Prognoseschritt mittels des unterjährigsten Baupreisprognosemodells, anschließende Prognoseschritte gleichgewichtete Kombination der Prognosen von Neukeynesianischem Modell und Modell der reduzierten Gleichung. ² Autoregressives Modell der Baupreise vom Grad 1. ³ Frühjahrsprognosen der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten, Veröffentlichung erfolgt im April und ist damit vom verfügbaren Datenstand dem Prognosemodell gegenüber im Nachteil. ⁴ Prognosen des Sachverständigenrates für den Deflator der Bruttoanlageinvestitionen in Bauten, veröffentlicht im November des Vorjahres.

Quelle: Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, 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 in der historischen Simulation über die vergangenen zwanzig Jahre als auch in der allgemeineren stochastisch-simulativen Analyse. Bei Prognosen für das nachfolgende Kalenderjahr (t+1) muss für den hier entwickelten Prognoseansatz mit einem Prognosefehler von rund 1,2 Prozentpunkten gerechnet werden, der über die mittlere Frist bis auf 2,0 Prozentpunkte im fünften echten Prognosejahr steigt. Im Vergleich zur Vorgängerstudie fallen die stochastischen Prognosefehler nicht signifikant verschieden aus, dies ist darauf zurückzuführen, dass für die Berechnung die Fehler ab 1970 relevant sind und damit die vier zusätzlichen Beobachtungen kein starkes Gewicht haben.

3.3 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 2023 als auch in stochastischen Simulationsanalysen, welche weniger abhängig vom gewählten Beurteilungszeitraum sind, schneidet das Modell zumeist besser ab als Alternativen. Zu letzteren zählen die Herbstprognose der Gemeinschaftsdiagnose für das Folgejahr und die Frühjahrsprognose der Gemeinschaftsdiagnose. Die Prognoseunsicherheit kann für das laufende Jahr zudem maßgeblich mit Hilfe des unterjährigen Baupreisprognosemodells, bedingt durch den zeitlichen Informationsvorteil, reduziert werden.

Der zu erwartende Fehler 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 1,2 Prozentpunkten und bei Prognosen für die Anstiegsrate in fünf Jahren bei 2 Prozentpunkten. In dieser Rechnung ist die Unsicherheit der externen Prognosen, die bis zu 0,4 Prozentpunkten zum Prognosefehler des Gesamtansatzes beiträgt, bereits mitberücksichtigt. Bei einem Konfidenzniveau von 95% impliziert dies für Prognosen für das nächste Kalenderjahr ein Prognoseintervall von etwas mehr als ± 2 Prozentpunkten und bei Prognosen über fünf Jahre von $\pm 4,0$ Prozentpunkten.

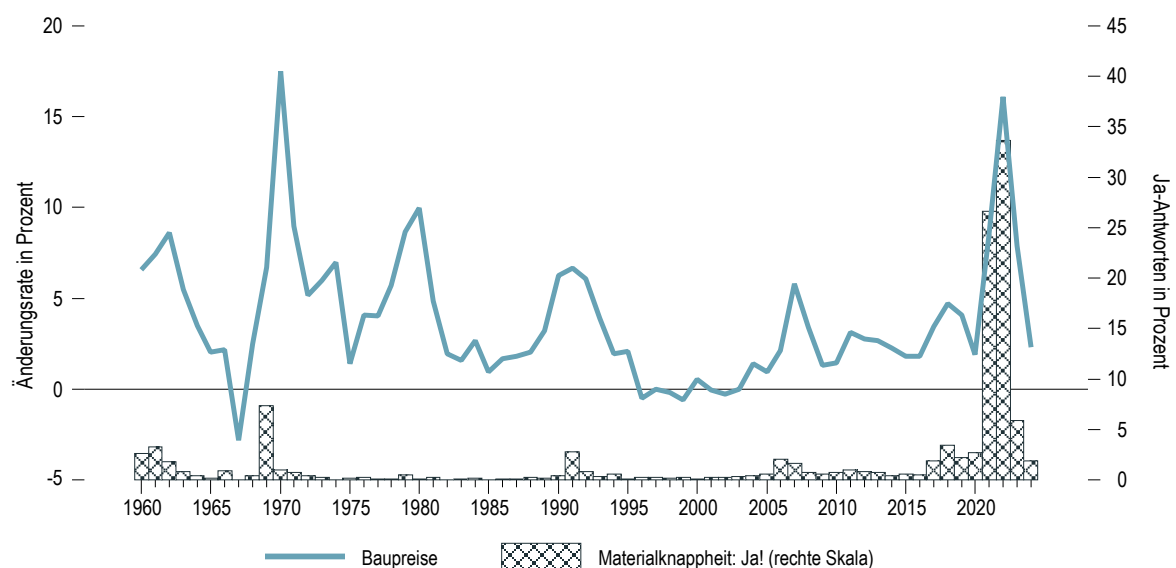
4 Reaktion der Baupreise auf Materialknappheit

In den Jahren 2021 und 2022 berichteten zeitweise bis zu 52 % der Unternehmen im Bauhauptgewerbe über Baubehinderungen aufgrund von Materialknappheit, auch im industriellen Sektor kam es zu Produktionseinschränkungen durch fehlende Materialien. Die hohe Materialknappheit ist wahrscheinlich der maßgebliche Treiber der hohen Baupreissteigerungen in den letzten Jahren. Die Verknappung von Baumaterialien und technischen Anlagen erlaubt es den Unternehmen, ihre Preisaufschläge zu erhöhen. Denn effektiv bedeutet die Verknappung des Materialangebots eine Verringerung des Wettbewerbs innerhalb der betroffenen Branche. Unternehmen, welche – sei es aufgrund inländischer Produktion, sei es aufgrund einer vorausschauenden Lagerhaltung, sei es rein zufällig – über die knappen Materialien verfügen, konnten quasi monopolistische Preisaufschläge durchsetzen, sofern der Kunde keine langen Wartezeiten in Kauf nehmen kann oder möchte. Die Erhöhung der Preisaufschläge kann sowohl auf inländische Unternehmen als auch auf internationale Zulieferer zutreffen (vgl. auch Ragnitz 2022). Im letzteren Fall schlägt sie sich statistisch in den Importpreisen wieder.

4.1 Materialknappheit und Baupreise im historischen Vergleich

Der Anteil der Baufirmen, die von Materialknappheit betroffen sind, ist nach 2022 wieder deutlich zurückgegangen (Abbildung 2). Im Mai 2023 berichteten noch 1,6 % der vom ifo Institut befragten Unternehmen des Bauhauptgewerbes von Baubehinderungen aufgrund von Materialknappheit betroffen zu sein. Damit ist die Hochphase akuter Materialknappheit zunächst überwunden. Historisch stellt die Materialknappheit in ihrer Ausprägung der vergangenen Jahre ein seit Beginn der Datenerhebung im Jahre 1960 einmaliges Ereignis dar. Einzig in der zweiten Jahreshälfte 1969 wurde die Bauwirtschaft durch eine erhöhte Materialknappheit ebenfalls beeinträchtigt. Damals berichteten bis zu 18 % der befragten Unternehmen von Baubehinderungen aufgrund von Materialknappheit. Gemein ist der heutigen und der damaligen Materialknappheit ein mit ihr einhergehender deutlicher Anstieg der Baupreise, welcher auch über den jeweiligen gesamtwirtschaftlichen Preisanstieg hinausgeht (Tabelle 3). Dies bestärkt die Vermutung von erhöhten, quasi-monopolistischen Preisaufschlägen in Zeiten von Materialknappheit.

Abbildung 2
Baupreise und Materialknappheit



Anmerkung: Änderungsrate der Baupreise für 2024 als Wert ersten Quartals gegenüber dem ersten Quartal des Vorjahres. Materialknappheit für 2024 als Durchschnitt der Monate Januar bis Mai.

Quelle: ifo Institut, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen

Tabelle 3

Materialknappheit, Baupreise und gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung für ausgewählte Jahre

Jahr	Materialknappheit	Baupreise	BIP-Deflator	Relative Baupreise
	Anteil der Unternehmen in %	Änderungsrate in %		
1968	0,4	2,5	2,3	0,2
1969	7,4	6,7	4,2	2,4
1970	1,0	17,5	7,7	9,1
1971	0,8	9,0	7,6	1,2
1972	0,5	5,2	4,5	0,6
...	...	...	...	...
2020	2,7	1,9	1,8	0,1
2021	26,7	8,3	3,1	5,1
2022	33,6	16,0	5,5	10,0
2023	5,9	7,9	6,6	1,2
2024	1,9 [†]	2,3 [‡]	4,5 [‡]	-2,1 [‡]

Anmerkung: [†] Durchschnitt der Monate Januar bis Mai. [‡] Änderungsrate des ersten Quartal gegenüber dem ersten Quartal des Vorjahres.

Quelle: ifo Institut, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen

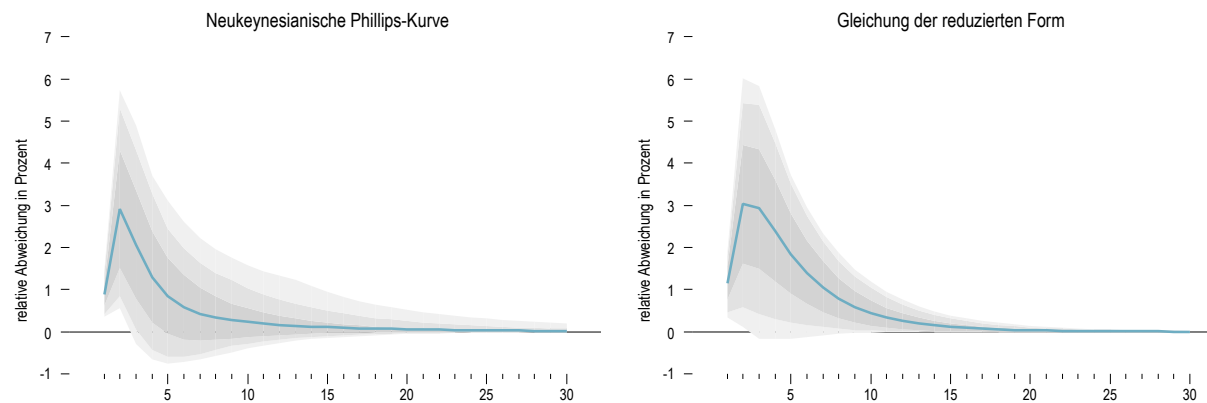
Für die Modellierung und die Prognose stellen die zwischenzeitlich hohe Materialknappheit und die starken Anstiege der Baupreise eine Herausforderung dar. Die strukturellen Modellgleichungen zur Erklärung und Prognose der Baupreise berücksichtigen die langfristig maßgeblichen Preisdeterminanten: Lohnstückkosten im Baugewerbe, Importpreise, Auslastung der Kapazitäten im Baugewerbe und die Baupreiserwartungen bzw. das gesamtwirtschaftliche Preisniveau. Jedoch vermögen sie die zuletzt starken Preisanstiege nicht immer vollständig zu erklären. Eine Möglichkeit mit den volatilen Entwicklungen umzugehen, wäre das Setzen einer Dummy-Variable, welche die betreffenden Beobachtungen als Ausreißer behandeln würde und sie so keinen Einfluss auf die Schätzungen hätten. Die anstrebenswertere Lösung hingegen ist die Erklärung der volatilen Baupreisentwicklung mittels entsprechender Integration der Materialknappheit in das Modell.

4.2 Integration der Materialknappheit in das Modell der Baupreise

Die Korrelation von stark steigender Materialknappheit und hohen Baupreissteigerungen beschränkt sich historisch im Wesentlichen auf die Jahre 1969/70 und 2021/22, in weiten Teilen des Beobachtungszeitraums liegt der Indikator hingegen nahe Null bzw. auf der Nulllinie. Dies erschwert die zuverlässige Quantifizierung des Effekts der Materialknappheit auf die Baupreise. Mit Abschluss des Jahres 2022 und somit einer zusätzlichen Beobachtung, welche hohe Materialknappheit aufweist, konnte das Knappheitsmaß in die Baupreisgleichungen als statistisch signifikante Variable integriert werden. Dabei zeigt sich, dass nach Berücksichtigung der Materialknappheit sowohl in der Baupreisgleichung auf Basis der Neukeynesianischen Philips-Kurve als auch in der Gleichung der reduzierten Form auf Dummy-Variablen für die Jahre 2021 und 2022 verzichtet werden kann.

Abbildung 3

Dynamische Reaktion der Baupreise auf einen temporären Anstieg der Materialknappheit um 10 Prozentpunkte



Anmerkung: Abweichungen von der Basislösung ohne Störung in %.

Quelle: Eigene Berechnungen

Die Auswirkungen einer Steigerung der Materialknappheit auf die Baupreise bewirkt gemäß der Modellierung, dass ein dauerhafter Anstieg der Knappheit eine dauerhafte Steigerung des Niveaus der Baupreise nach sich zieht. Ist die Materialknappheit jedoch nur temporär, so besteht langfristig kein Einfluss auf das Niveau der Baupreise.

Die Simulation eines Anstiegs der Materialknappheit um 10 Prozentpunkte für die Dauer von einer Periode zeigt, dass im Jahr des Auftretens der Knappheit mit einem Anstieg der Baupreise, um rund 1 % zu rechnen ist (Abbildung 3). Die volle Wirkung auf die Baupreise entfaltet die Materialknappheit jedoch erst eine Periode später, die Baupreise liegen hier in beiden Modellvarianten rund 3 % höher als im Szenario ohne Anstieg der Materialknappheit. Da es sich in der Simulation nur um einen temporären Schock von einer Periode handelt, fällt das Niveau der Baupreise in den Folgeperioden wieder auf das Ursprungsniveau. In beiden Modellvarianten ist der Schock relativ persistent, so dass erst nach 10 bis 15 Perioden das erhöhte Baupreisniveau wieder abgebaut ist.

Anzumerken ist, dass die Unsicherheit der Auswirkungen der Materialknappheit auf die Baupreise groß ist. Das 66% Konfidenzintervall umfasst in beiden Modellvarianten für die Periode nach dem Schock, ein 1,5 bis 4% höheres Baupreisniveau als im Szenario ohne Anstieg der Materialknappheit, dies ist unter anderem auf die Seltenheit von erhöhter Knappheit im Beobachtungszeitraum zurückzuführen.

4.3 Zwischenfazit

In den vergangenen Jahren gab es in der Bauwirtschaft eine hohe Materialknappheit, was zu Baubehinderungen und Produktionsbeschränkungen führte. Diese Materialknappheit hat zudem zu starken Baupreissteigerungen geführt, da Unternehmen ihre Preisaufschläge erhöhen konnten, wenn sie über knappe Materialien verfügten. Dies führte zu einem verringerten Wettbewerb im Baugewerbe bzw. in den Zulieferbranchen. Der Anteil der von Materialknappheit betroffenen Baufirmen ist jedoch zuletzt deutlich zurückgegangen. Historisch betrachtet war die Materialknappheit der letzten zwei Jahre ein einzigartiges Ereignis.

Die Modellierung und Prognose der Baupreise gestaltet sich aufgrund der Seltenheit der hohen Materialknappheit als Herausforderung. Mit Abschluss des Jahres 2022 konnten der Effekt der Materialknappheit quantifiziert werden, wobei ein dauerhafter Anstieg der Knappheit zu einem dauerhaften Anstieg der Baupreise führt, während temporäre Knappheit langfristig keinen Einfluss auf das Preisniveau hat.

Eine dynamische Simulation zeigt, dass ein Anstieg der Materialknappheit um 10 Prozentpunkte zu einem Anstieg der Baupreise um rund 1 % im ersten Jahr und etwa 3 % im zweiten Jahr führen würde. Die Auswirkungen der Materialknappheit auf die Baupreise sind mit Unsicherheiten verbunden, da erhöhte Knappheit im Beobachtungszeitraum selten war.

5 Sensitivitätsanalyse des Prognosemodells

Im ursprünglichen Gutachten zur mittelfristigen Prognose der Baupreise wurden die Auswirkungen der externen Größen im Modell auf die Baupreise analysiert (Meier et al. 2021: Tab. 10). Diese Analyse wird nun aktualisiert und erweitert um weitere wichtige nicht-externe Variablen im Modell. Hierbei wird die jeweilige Größe um 1 % bzw. 1 Prozentpunkt dauerhaft erhöht und die Auswirkungen auf die Baupreise im Vergleich zum Basisszenario ohne Erhöhung der jeweiligen Größe zu analysieren. Diese Analyse ermöglicht es, die quantitative Bedeutung der jeweiligen Variable zu bestimmen. Die Ergebnisse lassen sich auch auf die Auswirkungen von etwaigen Prognosefehlern übertragen. Einschränkend ist jedoch anzumerken, dass Prognosefehler in der Realität oftmals korreliert sind. So ging der zuletzt starke Anstieg der Importpreise, welcher nicht prognostiziert wurde mit einem starken Anstieg des BIP Deflators einher, welcher ebenfalls nicht prognostiziert wurde. Die folgende Analyse betrachtet die Veränderung einzelner zentraler Größe jedoch isoliert. Rückkopplungen können im Modell nur eingeschränkt abgebildet werden, da es sich nicht um ein vollständiges Modell der deutschen Volkswirtschaft inklusive des Auslands handelt.

Über den untersuchten Zeitraum von 5 Jahren hat ein Anstieg des allgemeinen Preisniveaus gemessen am Deflator des Bruttoinlandsprodukts die größten Auswirkungen auf die Baupreise. Im Jahr nach der Erhöhung beträgt der Anstieg der Baupreise bereits 0,4% und nach 5 Jahren sind die Baupreise ebenfalls um 1 % höher als im Szenario ohne Veränderung. Damit pflanzen sich Prognosefehler des allgemeinen Preisniveaus vollständig in die Baupreise fort. Im Prognosemodell werden die aktuellen Prognosen der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose, der EU-Kommission und des Internationalen Währungsfonds genutzt, welche allesamt von hoher Qualität sind (Meier et al. 2021: Tab. 8). Es ist nicht zu erwarten, dass eine eigene Modellierung über den gesamten Prognosezeitraum signifikante Verbesserungen gegenüber dem Durchschnitt der genannten Institutionen bietet. Eine Ausnahme besteht für die Prognose des laufenden Jahres zur Prognoseaktualisierung im Juni, da hier bereits die ersten amtlichen Daten für das erste Quartal vorliegen, welche der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose zu ihrer Veröffentlichung Ende März bzw. Anfang April noch nicht zur Verfügung stehen. Auf die Aktualisierung Anfang Dezember trifft dies kaum zu, da hier die im November veröffentlichten Prognosen des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung zur Verfügung stehen.

Der zweitstärkste Einfluss entfällt auf das Zinsniveau, welches über die Kapitalnutzungskosten die Baunachfrage beeinflusst. Ein Anstieg der Zinsen um 1 Prozentpunkt führt aufgrund des Nachfragerückgangs zu einer Reduktion der Baupreise um rund 0,4%.

Tabelle 4
Reaktion der Baupreise auf eine Veränderung zentraler Größen in %

Modellgröße (dauerhafte Erhöhung um 1 %)	Jahr(e) nach Einsetzen der Veränderung		
	1	3	5
Allgemeines Preisniveau	0,39	0,51	0,99
Einfuhrpreise	0,13	0,17	0,18
Reales Bruttoinlandsprodukt	0,05	0,11	0,13
Zinsen (Anstieg um 1 Prozentpunkt)	-0,11	-0,40	-0,43
Reale Baugenehmigungen	0,04	0,08	0,06
Lohnstückkosten im Baugewerbe	0,01	0,15	0,33

Quelle: Eigene Berechnungen

Im Vergleich zur Sensitivitätsanalyse im ursprünglichen Gutachten fällt der Effekt nun geringer aus, da das Zinsniveau⁸ im Vergleich zu 2020 höher liegt und somit ein Anstieg um einen Prozentpunkt einen geringeren relativen Anstieg der Kapitalkosten⁹ bedeutet, 15 anstatt zuvor 20%. Die Prognose der Zinsen gestaltet sich meist als schwieriges Unterfangen. So zeigt die Analyse der Zinsprognosen deutscher Banken beispielsweise, dass diese nicht besser sind als ein naives Prognosemodell, welches den aktuellen Wert als Prognose für die Zukunft festsetzt (vgl. Spiwoks 2003). Daher stehen zur möglichen Verbesserung der eigenen Prognose keine externen Prognosen zur Verfügung.

Eine Steigerung der Lohnstückkosten um 1 % führt nach 5 Jahren zu einem Anstieg der Baupreise um 0,3%. In den vergangenen Jahren hat die deutliche Revision der Lohnstückkosten eine Fehlprognose begünstigt, jedoch zeigt die durchgeführte Sensitivitätsanalyse, dass mit derartig hohen Revisionen in der Regel nicht gerechnet werden muss. Ferner wird die Prognose der Lohnstückkosten im Baugewerbe in der kurzen Frist auch auf Prognosen der gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten externer Institute gestützt, so dass durch die Einbeziehung mehrerer unabhängiger Prognosen der zu erwartende Fehler reduziert werden kann.

Die Einfuhrpreise und das reale Bruttoinlandsprodukt bedingen beide nach 5 Jahren in Folge einer einprozentigen Erhöhung einen Anstieg der Baupreise um 0,13 bzw. 0,18% und haben damit nur geringen Einfluss auf die Baupreise. Ebenso bedingt ein Anstieg der Baugenehmigungen, gemessen an den real veranschlagten Bauwerkskosten nur einen geringen Anstieg der Baupreise um 0,06%.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Baupreise am sensitivsten auf eine Veränderung des allgemeinen Preisniveaus, gemessen am BIP-Deflator, reagieren. Ein Anstieg dieses Preisniveaus um 1 % führt im ersten Jahr zu einem Anstieg der Baupreise um 0,4% und nach fünf Jahren um 1%. Dies verdeutlicht, dass Prognosefehler im allgemeinen Preisniveau vollständig auf die Baupreise übertragen werden. Das Zinsniveau stellt den zweitwichtigsten Faktor dar. Ein Anstieg um 1 Prozentpunkt reduziert die Baupreise um etwa 0,4%, was auf einen Rückgang der Baunachfrage aufgrund höherer Kapitalnutzungskosten zurückzuführen ist. Dieser Effekt ist im Vergleich zu früheren Analysen jedoch geringer, da das aktuelle Zinsniveau höher ist. Schließlich zeigen die Lohnstückkosten ebenfalls einen signifikanten, wenn auch geringeren Einfluss. Eine Erhöhung um 1 % führt nach fünf Jahren zu einem Anstieg der Baupreise um 0,3%. Andere Faktoren wie die Einfuhrpreise und das reale Bruttoinlandsprodukt haben im Vergleich nur geringe Auswirkungen auf die Baupreise. Insgesamt liefert die Analyse wichtige Erkenntnisse über die relativen Einflüsse verschiedener ökonomischer Größen auf die Baupreise und zeigt auf, dass das allgemeine Preisniveau und die Zinsen die entscheidenden Treiber sind.

⁸ Gemessen an der Rendite für Bundesanleihen mit 9- bis 10-jähriger Restlaufzeit.

⁹ Kapitalkosten: Rendite von Bundesanleihen mit 9- bis 10-jähriger Restlaufzeit zuzüglich einer Risikoprämie von 4% und einer Abschreibungsrate von 3,5% sowie abzüglich des erwarteten Preisanstiegs von 2%.

6 Nicht genehmigungspflichtige Baumaßnahmen in der Baupreisprognose

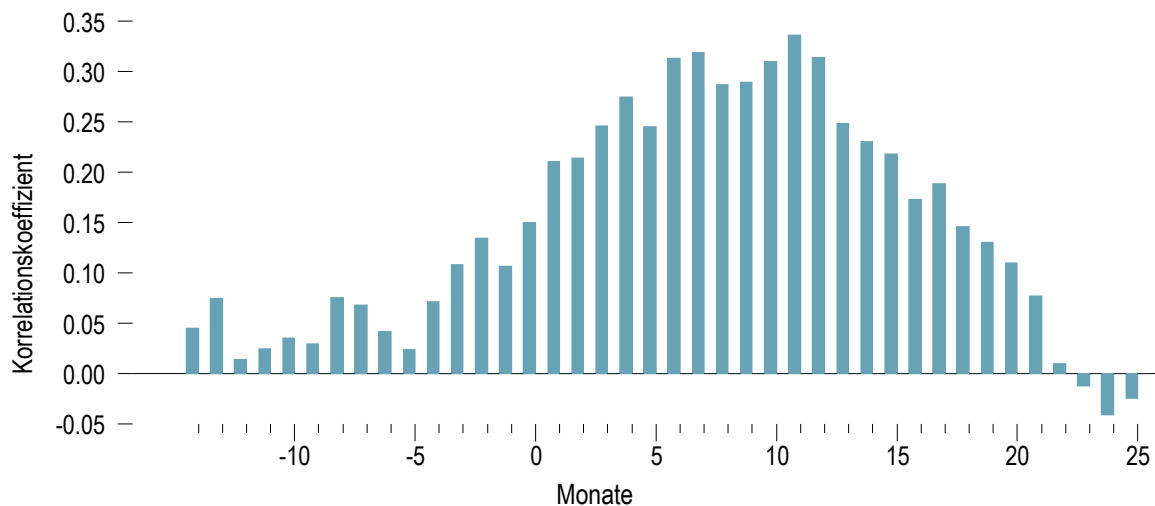
Der Anteil von Neubaumaßnahmen betrug 2022 laut Bauvolumensrechnung (DIW 2023) rund 34%. Damit entfällt der wesentliche Teil der erbrachten Bauleistungen auf Bestandsmaßnahmen. Der Nachfrage nach Bauleistungen im Bestand kommt somit eine hohe Bedeutung zu. Im Folgenden soll erörtert werden, wie Bestandsmaßnahmen im Prognosemodell berücksichtigt werden können.

6.1 Status quo im Prognosemodell

Im Prognosemodell wird zunächst nicht zwischen Neubau- und Bestandsmaßnahmen unterschieden. Die Bauproduktion wirkt sich über den Auslastungsgrad auf die Baupreise aus. Eine Steigerung der Produktion trifft auf kurzfristig weitestgehend fixe Produktionskapazitäten, dies führt zu einer Steigerung des Auslastungsgrades, wodurch sich die durchschnittlichen Produktionskosten der Unternehmen überproportional erhöhen und einen Anstieg der Baupreise bedingen (Meier et al. 2021: 43f.).¹⁰

Empirisch wird der Auslastungsgrad im Baugewerbe an dem vom ifo Institut erhobenen Kapazitätsauslastungsgrad für das Bauhauptgewerbe gemessen und die Bauproduktion an dem vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe. Zur Modellierung und zur Prognose der Bauproduktion wird diese in Abhängigkeit von der „Baubachfrage“, gemessen an den preisbereinigten veranschlagten Baukosten gemäß Baugenehmigungsstatistik¹¹ und am Auftragseingang im Baugewerbe dargestellt (Abbildung 1).¹²

Abbildung 4
Vorlauf der Baugenehmigungen gegenüber der Bauproduktion



Anmerkungen: Kreuzkorrelation zwischen den Änderungsraten gegenüber dem Vorjahr der real veranschlagten Baukosten gemäß Baugenehmigungen für Wohn- und Nichtwohngebäude (Neubau und Bestandsmaßnahmen) und dem Produktionsindex des Bauhauptgewerbes. Monate größer 0 geben einen Vorlauf der Baugenehmigungen gegenüber der Bauproduktion an.

Quellen: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen

¹⁰ Zusätzlich ist der Auslastungsgrad eine erklärende Variable der Lohnstückkosten im Baugewerbe, welche in Abhängigkeit zu den gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten und der Produktivitätsdifferenz von Baugewerbe und Gesamtwirtschaft modelliert werden. Der Auslastungsgrad spiegelt dabei die konjunkturelle Lage im Baugewerbe wider, bei hoher Auslastung ist auch ein erhöhter (über dem gesamtwirtschaftlichen Niveau liegender) Anstieg der Lohnstückkosten zu erwarten.

¹¹ Baugenehmigungen für Neubau und Maßnahmen an bestehenden Gebäuden.

¹² Zusätzlich werden Indikatoren, welche die Witterungsbedingungen oder die Anzahl der Arbeitstage abbilden in der Modellierung berücksichtigt.

Die Modellierung der Bauproduktion in Abhängigkeit von den Baugenehmigungen und dem Auftragseingang im Baugewerbe bietet in der Prognose den Vorteil, dass naturgemäß ein zeitlicher Vorlauf gegenüber der Produktion vorliegt. Empirisch zeigt sich, dass der Vorlauf von Baugenehmigungen zu Bauproduktion rund 9 bis 10 Monate beträgt (Abbildung 4; Michelsen/Gornig 2016: 23). Darüber hinaus bietet die Statistik der Baugenehmigungen den Vorteil, dass die Baugenehmigungen klar nachfragegetrieben¹³ sind.

Die Baugenehmigungen werden wie bereits oben beschrieben, in Anlehnung an die neoklassische Investitionstheorie in Abhängigkeit vom real verfügbaren Haushaltseinkommen und den Kapitalnutzungskosten, d.h. vor allem den Zinsen, modelliert.

Zusammengefasst wird die reale Bauproduktion und damit der Auslastungsgrad im Baugewerbe in der mittleren Frist von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in Form der real verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte und den Kapitalmarktzinsen bestimmt.

6.2 Mögliche Alternativen in der Modellierung

Die aktuelle Modellierung der Auslastung der Kapazitäten im Baugewerbe und ihr Einfluss auf die Baupreise beinhaltet zurzeit zwei Einschränkungen. Sowohl der Auslastungsgrad als auch das verwendete Maß der Bauproduktion beschränken sich in Ermangelung von Daten auf das Bauhauptgewerbe. Zudem umfasst das zur Prognose eingesetzte Maß der Baugenehmigungen nicht die genehmigungsfreien Baumaßnahmen im Bestand, deren Einfluss wird empirisch durch den prognostischen Zwischenschritt über den Auftragseingang im Baugewerbe teilweise aufgefangen.

Im Folgenden sollen nun Alternativen zur vorgestellten Modellierung sowie ihre Vor- und Nachteile erörtert werden.

Auslastungsgrad

Für den Auslastungsgrad im Baugewerbe ist die Datenverfügbarkeit recht eingeschränkt. Der vom ifo Institut in Umfragen erhobene Auslastungsgrad für das Bauhauptgewerbe stellt zuweilen die einzige in langer Zeitreihe verfügbare Datenquelle dar.¹⁴

Wirtschaftliche Aktivität im Baugewerbe

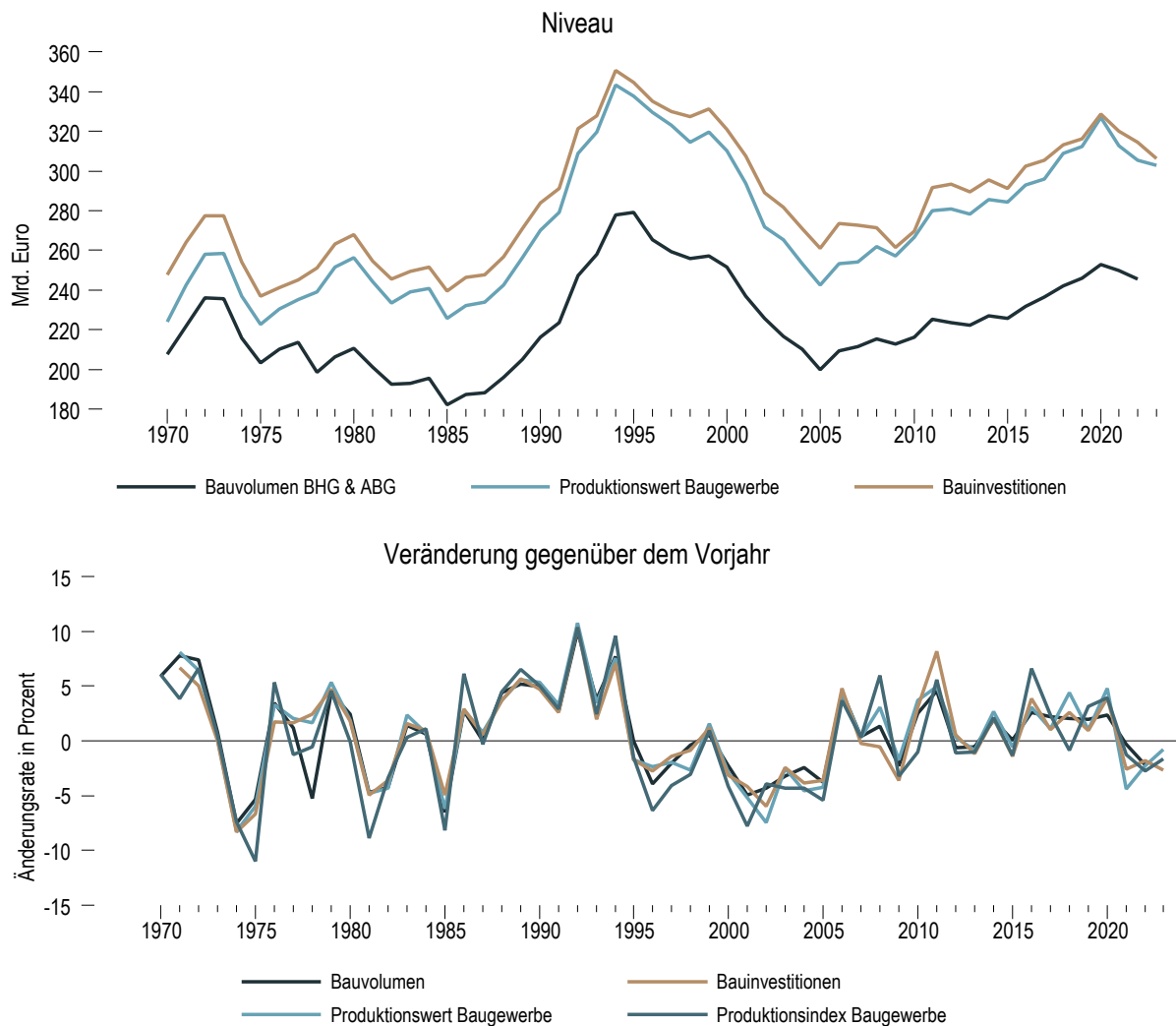
Zur Modellierung und Prognose des Auslastungsgrades im Baugewerbe kommen neben dem verwendeten Produktionsindex im Bauhauptgewerbe, der Produktionswert im Baugewerbe, die Bauinvestitionen und das Bauvolumen als Maße der wirtschaftlichen Aktivität im Baugewerbe in Betracht.

Zunächst kann festgehalten werden, dass alle genannten Größen sich definitionsbedingt vor allem im Niveau unterscheiden, kaum jedoch in ihrer Dynamik (Abbildung 5). Der Produktionswert des Baugewerbes umfasst sämtliche erbrachten Leistungen des Baugewerbes vor Abzug der eingesetzten Vorleistungen. Im Vergleich zum Produktionswert fallen die Bauinvestitionen leicht höher aus, dabei unterscheiden sie sich vor allem im Hinblick auf zwei Faktoren. Zum einen umfassen die Bauinvestitionen nur investive Leistungen und zum anderen bilden die Bauinvestitionen auch Leistungen an Gebäuden ab, welche nicht von Unternehmen des Baugewerbes erbracht wurden. Das Bauvolumen kombiniert alle genannten Faktoren, es umfasst sowohl investive als auch nicht-investive Leistungen sowie Leistungen an Gebäuden, welche nicht von Unternehmen des Baugewerbes erbracht wurden, zum Beispiel Metallbau oder Planungsleistungen.

¹³ Aggregate wie die Bauinvestitionen oder das Bauvolumen bieten keine klare Differenzierung zwischen Angebot und Nachfrage (Meier et al. 2021: 64).

¹⁴ Ergänzend, jedoch nicht in langer Zeitreihe verfügbar können die Konjunkturumfragen des DIHK einen Aufschluss über die Kapazitätsauslastung auch im Ausbaugewerbe bieten (Meier/Dumoulin 2017).

Abbildung 5
Vergleich von Bauvolumen, Bauinvestitionen, Produktionswert und Produktionsindex im Baugewerbe



Anmerkungen: Reales Bauvolumen gemäß DIW Bauvolumensrechnung. Reale Bauinvestitionen und realer Produktionswert gemäß VGR. Produktionsindex gemäß destatis Konjunkturindikatoren.

Quelle: DIW, Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen

Wie in Abbildung 5 deutlich wird unterscheiden sich zwar die Niveaus der genannten Größen, jedoch sind sie sich in ihrer Dynamik im Zeitablauf sehr ähnlich. Der Korrelationskoeffizient der Änderungsraten der Variablen untereinander beträgt jeweils über 90%.

Grundsätzlich kommen damit alle genannten Größen als erklärende Variablen des Auslastungsgrades in Betracht, jedoch zeigte sich in der hier umgesetzten empirischen Modellierung, dass der Auslastungsgrad nach statistisch-ökonomischen Kriterien am besten mit dem Produktionsindex des Bauhauptgewerbes modelliert werden kann.¹⁵ Dies kann darauf zurückzuführen sein, dass der Auslastungsgrad nach ifo und der verwendete Produktionsindex nur das Bauhauptgewerbe umfassen. Für das Ausbaugewerbe existiert in langer Zeitreihe kein Auslastungsgrad und erst ab 2010 ein Produktionsindex.

Zudem bietet der Produktionsindex den Vorteil, dass er in monatlicher Frequenz zeitnah zur Verfügung steht und somit die Entwicklungen am aktuellen Rand gut in der Prognose berücksichtigt werden können. Das-

¹⁵ Die Modellierung mittels des Produktionsindexes vermag 67,2% der Streuung im Beobachtungszeitraum 1964 bis 2022 zu erklären, während beispielsweise eine Modellierung mittels des Bauvolumens 62,2% zu erklären vermag.

selbe gilt in leicht abgeschwächter Form für den Produktionswert des Baugewerbes und die Bauinvestitionen, welche quartalsweise ebenfalls zeitnah vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht werden. Das Bauvolumen wird im Gegensatz hierzu in jährlicher Frequenz berechnet und veröffentlicht, Werte des Vorjahres stehen in der Regel im September des Folgejahres zur Verfügung. Für die Prognose des Auslastungsgrades würde hier eine Lücke am aktuellen Rand entstehen, welche wiederum mit Prognosen auf Basis der anderen zeitnah verfügbaren Größen ergänzt werden müsste. Hervorzuheben ist, dass das Bauvolumen jedoch eine Disaggregation hinsichtlich Produzentengruppen, Baubereichen, Bauherren und Regionen bietet, welche die amtliche Statistik nicht abbildet.

Aus prognostischer Sicht ist somit der Produktionsindex des Bauhauptgewerbes gut geeignet zur Erklärung des Auslastungsgrades, die enge Korrelation mit den anderen Maßen der wirtschaftlichen Aktivität im Baugewerbe legt zudem nahe, dass diese keine signifikanten Informationsvorteile bieten.

Nachfrage nach Bauleistungen

Die wirtschaftliche Aktivität im Baugewerbe gemessen am Produktionsindex wird im Prognosemodell allein von der Nachfrage nach Bauleistungen getrieben. Diese wird durch die Baugenehmigungen und durch das reale Bruttoinlandsprodukt abgebildet. Grundsätzlich wäre es auch möglich, die Produktion nachfrageseitig direkt in Abhängigkeit vom verfügbaren Einkommen bzw. dem realen Bruttoinlandsprodukt und den Kapitalmarktzinsen zu modellieren, dabei würde jedoch der beobachtbare zeitliche Vorlauf, welchen die Baugenehmigungen bieten, verloren gehen.

Die Verwendung der Baugenehmigungen stellt im Rahmen der Modellierung einen Kompromiss dar. Zwar bieten sie einen für die Prognose günstigen zeitlichen Vorlauf, jedoch umfassen sie nicht die gesamte Nachfrage nach Bauleistungen, denn neben den genehmigungspflichtigen Baumaßnahmen im Neubau und Bestandsbau steht eine hohe Anzahl an Instandhaltungs- und Modernisierungsmaßnahmen, welche keiner Genehmigung bedürfen und daher in der Genehmigungsstatistik nicht erfasst werden. Hierunter fallen beispielsweise die üblichen energetischen Sanierungsmaßnahmen an der Gebäudehülle (Dach und Fassade) sowie Erneuerungen im Innenausbau (unter anderem Sanitär- und Elektroinstallation). In der Modellierung wird dieser Umstand deutlich, indem das hier verwendete Maß der Baugenehmigungen, die preisbereinigten veranschlagten Baukosten, nicht ausreichen, um den Anstieg des Produktionsindex im Zeitablauf vollständig zu erklären, ergänzend wird daher das reale Bruttoinlandsprodukt mit einbezogen.

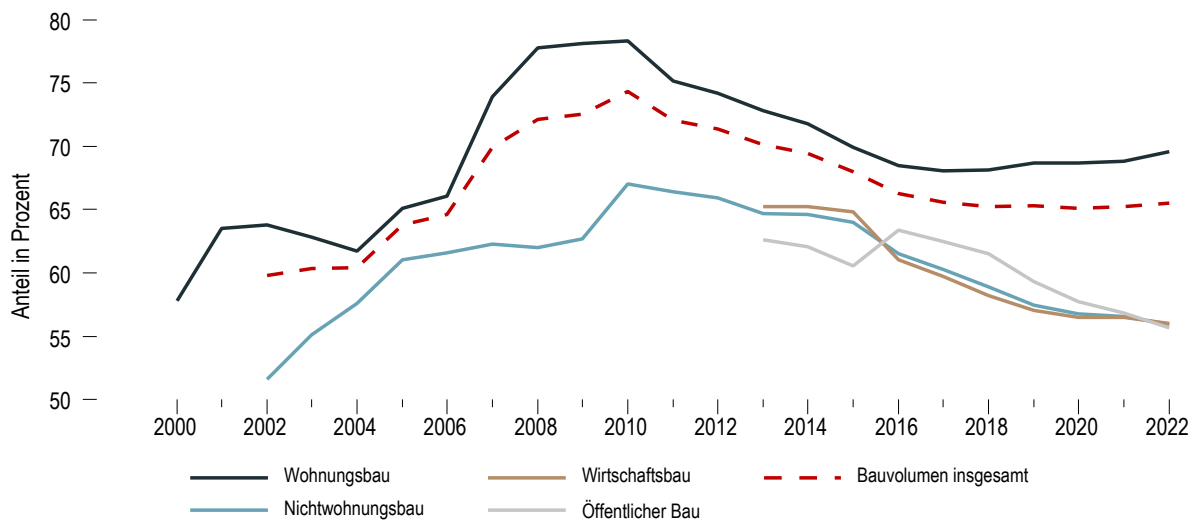
Inwiefern dieser Umstand ein fundamentales Problem der Prognose darstellt bzw. hierin ein wichtiger nicht berücksichtigter Faktor besteht, hängt zum einen davon ab, wie groß die Bedeutung der nicht-genehmigungspflichtigen Baumaßnahmen ist- Zum anderen wird es dadurch bestimmt, inwiefern sich die Determinanten dieser Maßnahmen, von denen der genehmigungspflichtigen Maßnahmen unterscheiden.

6.3 Zur Bedeutung nicht-genehmigungspflichtiger Baumaßnahmen für die Prognose

Seitens der amtlichen Statistik bestehen keine direkten Daten zu nicht-genehmigungspflichtigen Baumaßnahmen. Auch die Bauinvestitionen und der Produktionswert des Baugewerbes sind keine ausreichende Informationsgrundlage, da zum einen genehmigungspflichtige Maßnahmen im Sinne der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung auch nicht-investiv sein können und zum anderen die Leistungen nicht nur von Unternehmen des Baugewerbes erbracht werden. Die beste Annäherung stellt die Bauvolumensrechnung dar, in der seit 2000 bzw. 2002 zwischen Bauleistungen im Neubau und im Bestand unterschieden wird. Unter der Annahme, dass die Bauleistungen im Bestand weitestgehend genehmigungsfrei sind, zeigt sich, dass ihre Bedeutung für das Baugewerbe zuletzt mit knapp 66 % sehr hoch war (Abbildung 6). Im Wohnungsbau hatten Bauleistungen im Bestand zuletzt sogar einen Anteil von 70 %, während im Nichtwohnungsbau der Anteil lediglich 56 % betrug.

Abbildung 6

Anteil der Bauleistungen an bestehenden Gebäuden nach Baubereichen im Hochbau (Bauvolumen)



Quelle: DIW, eigene Berechnungen

Nachdem die hohe Bedeutung der Bauleistungen an Bestandsgebäuden festgestellt werden kann, bleibt zu klären, ob die Determinanten von genehmigungspflichtigen und genehmigungsfreien Baumaßnahmen sich unterscheiden und eine separate Modellierung notwendig und für die Prognose förderlich ist.

Von Seiten der neoklassischen Investitionstheorie wird zunächst nicht unterschieden, ob Investitionen in Form von Leistungen an Bestandsgebäuden oder Neubauten erfolgen. Der für ein Unternehmen optimale Kapitalstock leitet sich aus den gegebenen Faktorpreisen (reale Kapitalnutzungskosten) und dem angestrebten Produktionsniveau ab.¹⁶ Die Kosten-Nutzen-Abwägung und damit die Determinanten für Investitionen sind dementsprechend sowohl für Neubauten als auch für Leistungen an Bestandsgebäuden identisch, solange sie der Erhöhung des Kapitalstocks dienen.

Im langfristigen Gleichgewicht steht der Kapitalstock in einer festen (optimalen) Relation zum Produktionsniveau, zum Erhalt des Kapitalstocks sind hierzu zunächst Investitionen in Höhe der Abschreibungen erforderlich. Die kontinuierliche Berücksichtigung der Abschreibungen im Nettokonzent des Kapitalstocks hat zur Folge, dass ein Kapitalgut verteilt über seine Nutzungsdauer komplett ersetzt wird.¹⁷ In der Theorie führt dies ohne die Einwirkung von externen Schocks zu gleichmäßig über die Zeit verteilten Erhaltungsinvestitionen.

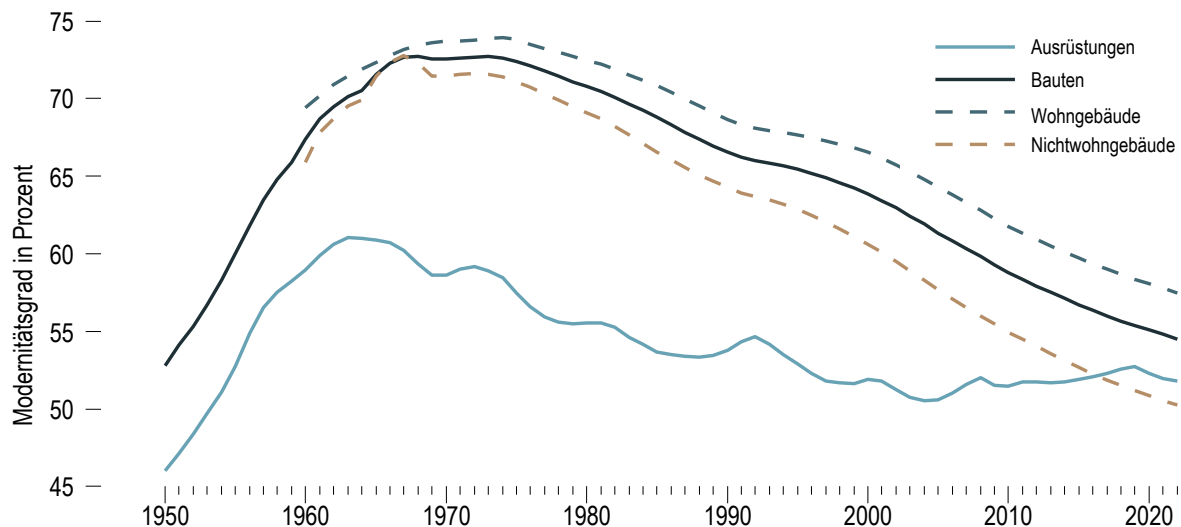
Empirisch zeigt sich jedoch, dass Abschreibungen zwar buchhalterisch berücksichtigt werden, tatsächliche Erhaltungsinvestitionen aus praktischen Gründen jedoch eher nicht in voller Höhe und nicht gleichverteilt über die Nutzungsdauer getätigt werden und hierdurch der Modernitätsgrad¹⁸ des Kapitalstocks sich zyklisch entwickelt. Die Länge der einzelnen Investitionszyklen hängt dabei, abgesehen von Einflüssen durch externe Schocks, von der Nutzungsdauer der jeweiligen Investitionsgüter ab. Der Vergleich des Modernitätsgrads von Ausrüstungsgütern und Bauten macht dies sehr deutlich (Abbildung 7).

¹⁶ Private Haushalte können analog betrachtet werden, gegeben ihres Einkommens, dem Nutzen, den sie aus dem Wohnen ziehen und dem relativen Preisen für Wohnen und anderem Konsum bestimmen sie ihren optimalen Wohnungskapitalstock bzw. Nachfrage nach Wohnraum.

¹⁷ Im Bruttokonzent wird der Kapitalstock erst bei endgültigem Abgang eines Kapitalguts um dessen Wert gemindert.

¹⁸ Der Modernitätsgrad des Kapitalstocks kann anhand des Verhältnisses von Netto- zu Bruttoanlagevermögen approximiert werden. Eine sehr ähnliche, aber seit 2010 nicht mehr aktualisierte Größe der amtlichen Statistik ist der Altersaufbau des Anlagevermögens (vgl. Meier 2023: S. 15ff.).

Abbildung 7
Modernitätsgrad nach Vermögensarten



Anmerkung: Modernitätsgrad als Verhältnis von Netto- und Bruttoanlagevermögen.

Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen

Für beide Vermögensarten, Ausrüstungen und Bauten, ist ein hohes Investitionsaufkommen ab Ende der 1950er-Jahre, im Falle der Bauten bis in die 1970er-Jahre hinein zu beobachten, ebenso folgt für beide Vermögensarten anschließend ein Rückgang des Modernitätsgrads. Für Ausrüstungsgüter mit einer Nutzungsdauer von durchschnittlich 15 Jahren ergibt sich dann eine klare Zyklizität, welche die Erneuerung der Investitionsgüter am Ende ihrer Nutzungsdauer darstellt. Für Bauten hingegen ist die Nutzungsdauer mit durchschnittlich 66 Jahren ungleich länger, der durch die Investitionen der 1960er- und 1970er-Jahre begonnen Zyklus des Anlagevermögens für Bauten wird vermutlich erst in den kommenden Jahren erhöhte Investitionen in den Gebäudekapitalstock erfordern, wenn wesentliche Gebäudeteile das Ende ihrer üblichen Nutzungsdauer erreicht haben.

Die empirischen Daten für Deutschland zeigen, dass die Anschaffung von einer Vielzahl von Kapitalgütern mit ähnlicher Nutzungsdauer innerhalb einer relativ kurzen Zeitperiode zu einem Auftreten von Investitionszyklen führen kann. Der erhöhte Investitionsbedarf am Ende der Nutzungsdauer der Kapitalgüter führt dann zu einem neuen Investitionszyklus. Damit bestimmen Investitionszyklen der vergangenen Jahrzehnte heutige Investitionszyklen maßgeblich mit.

Zusätzlich können Investitionszyklen durch externe Schocks, wie zum Beispiel der Wiederaufbau nach den Zerstörungen im Zweiten Weltkrieg oder in Ostdeutschland nach der Wiedervereinigung oder der Veränderungen politischer Rahmenbedingungen ausgelöst werden.

Besonderheiten des Anlagevermögens an Wohngebäuden

Gemäß der Zensusdaten von 2011 wurden zwei Drittel der Gebäude mit Wohnraum vor dem Jahr 1980 gebaut, wobei eine Konzentration der Baumaßnahmen in den 1960er- und 1970er-Jahren aufgetreten ist, rund 27% der Gebäude sind in diesen beiden Dekaden entstanden. Damit erreichen nun wesentliche Gebäudeteile (z.B. Dach, Fassade) eine Nutzungsdauer von 50 bis 60 Jahren. Eine empirische Untersuchung der durchschnittlichen Sanierungszeitpunkte zeigt, dass Fassaden nach rund 50 bis 60 Jahren saniert werden, Dächer nach 80 bis 90 Jahren, wobei ein deutlicher Anstieg der Sanierungen nach 50 bis 60 Jahren auch bei Dächern zu beobachten ist (Michelsen/Gornig 2016: 40f.). Gegeben der konzentrierten Erbauung der Gebäude ist damit in den kommenden Jahren mit einer zunehmenden Sanierungsaktivität aufgrund des Alters wesentlicher Gebäudeteile im Wohnungsbau zu rechnen.

Als externer Faktor kommen politische Maßnahmen zum Klimaschutz zur Reduktion der Treibhausgasemissionen hinzu. Sowohl die Bepreisung von CO₂ als auch gestiegene regulatorische Anforderungen an bautechnische Standards und Heizungstechnik wirken auf die Investitionsentscheidungen ein. In einer Welt ohne CO₂-Bepreisung kann ein geringer Dämmstandard eines Gebäudes unter wirtschaftlichen Gesichtspunkten durch einen erhöhten Brennstoffverbrauch kompensiert werden. In der Abwägung sind dann die Kosten für zusätzliche Brennstoffe geringer als die Investitionskosten für die Modernisierung des Gebäudes. Werden durch politische Intervention die negativen Externalitäten der fossilen Brennstoffe mit eingepreist, kann sich diese Abwägung ändern. Über die zu erwartende Nutzungsdauer der Investitionen können sich diese durch Einsparung von Brennstoffen wirtschaftlich rentieren. Die Bepreisung der negativen Externalitäten von fossilen Brennstoffen impliziert (nach Steuern) eine Relativpreisänderung von Brennstoffen gegenüber Baustoffen (v.a. Dämmmaterialen), welche die Wirtschaftlichkeit verändert. Das plötzliche Einführen einer solchen Relativpreisänderung oder auch schon die bloße Ankündigung einer solchen, führt dann zu einer erhöhten Investitionsnachfrage: Investitionen werden nun vorgezogen, da es beispielsweise nicht mehr wirtschaftlich ist ein Gebäude mit einem ungedämmten Dach zu beheizen, anstatt es zu dämmen.¹⁹ Zusammengefasst kommen damit für Gebäude zwei Faktoren zusammen, zum einen der Sanierungszyklus aufgrund der erhöhten Bauaktivität der 1960er- und 1970er-Jahre und zum anderen das Vorziehen von Investitionen im Rahmen der Anpassung des Gebäudebestandes an die negativen Externalitäten von fossilen Brennstoffen. Beide Faktoren wirken zusätzlich zu den Determinanten der Investitionen gemäß der Investitionstheorie: realwirtschaftliche Entwicklung und reale Kapitalnutzungskosten.

Während die Zusammenhänge theoretisch verständlich hergeleitet werden können, ist es empirisch schwierig, diese Sonderfaktoren in Modellierung und Prognose mitzuberechnen. Zur quantitativen Bestimmung des Einflusses müsste innerhalb des Schätzzeitraums (1960 bis 2023) die Altersstruktur der Gebäude bzw. der Modernitätsgrad bereits signifikanten Einfluss auf die Bauaktivität genommen haben. Gegeben, dass die Sanierungszyklen aufgrund der hohen Nutzungsdauer von Gebäuden mit über 50 Jahren, teils 80 bis 90 Jahren, sehr lang sind und durch die Zerstörung von Gebäuden im Zweiten Weltkrieg die Daten zu fertiggestellten Gebäuden in der ersten Hälfte des zwanzigsten Jahrhunderts wenig aussagekräftig sind, dürfte eine Quantifizierung des Einflusses der Altersstruktur problematisch sein.

Im Hinblick auf plötzliche Relativpreisänderungen könnten die Ölpreisschocks der 1970er-Jahre und ihre Auswirkungen auf die Bauaktivität von Interesse sein, jedoch dürfte ihr im Vergleich zu den Klimaschutzmaßnahmen temporärer Charakter die Aussagekraft einschränken.

Vielversprechender dürfte es stattdessen sein, den zusätzlichen Investitionsbedarf im Rahmen von Szenarioanalysen zu betrachten. Ausgangspunkt hierfür kann der Sanierungsbedarf der Wohngebäude zur Erreichung der Klimaschutzziele sein, dabei können die Auswirkungen der notwendigen Investitionen auf die Baupreise untersucht werden, indem ein Basisszenario ohne zusätzliche Investitionen mit verschiedenen Anpassungsszenarien verglichen wird. In der aktuellen mittelfristigen Prognose der Baupreise lässt sich dies jedoch nicht darstellen.

6.4 Zwischenfazit

Gemäß Bauvolumensrechnung entfällt der größte Teil der Bauleistungen auf Bestandsmaßnahmen, was die Nachfrage nach diesen besonders relevant macht. Aktuell wird im Prognosemodell nicht zwischen Neubau- und Bestandsmaßnahmen unterschieden. Die Bauproduktion beeinflusst die Baupreise über den Auslastungsgrad, wobei eine Produktionssteigerung aufgrund der weitgehend fixen Kapazitäten kurzfristig zu höheren Baukosten und somit zu steigenden Baupreisen führt.

¹⁹ Die Relativpreisänderung bzw. die veränderten Anforderungen und Kosten für ein Gebäude können auch als Sonderabschreibungen auf den Kapitalstock interpretiert werden. Durch die veränderten Rahmenbedingungen verliert das Gebäude an Wert, welcher außerplanmäßig abgeschrieben werden muss. Um wieder das optimale Verhältnis von Kapitalstock und Produktion zu erlangen sind dann unter Berücksichtigung der neuen Relativpreise Investitionen notwendig.

Die Bauproduktion wird im Modell über Baugenehmigungen und Auftragseingänge prognostiziert, was den Vorteil eines zeitlichen Vorlaufs von etwa 9 bis 10 Monaten bietet. Die Baugenehmigungen sind dabei nachfragegetrieben und werden in Abhängigkeit vom real verfügbaren Haushaltseinkommen und den Kapitalnutzungskosten modelliert. Diese Modellierung bietet jedoch Einschränkungen, da sie nur das Bauhauptgewerbe abdeckt und nicht genehmigungspflichtige Maßnahmen im Bestand unzureichend erfasst werden.

Empirisch zeigt sich, dass rund 66% der Bauleistungen auf Bestandsmaßnahmen entfallen, dabei ist besonders der Wohnungsbau mit einem Anteil von 70% hervorzuheben. Hier besteht ein Potenzial zur Verbesserung der Prognose der Bauleistungen und Baupreise, sofern spezifische Einflussfaktoren für die Nachfrage nach nicht genehmigungspflichtigen Baumaßnahmen identifiziert werden können. Dabei ist anzumerken, dass auch Maßnahmen im Bestand von den Bestimmungsgrößen der Neubaumaßnahmen, unter anderem real verfügbares Einkommen der privaten Haushalte und Kapitalkosten, abhängig sind.

Insgesamt zeigt sich, dass die Berücksichtigung der nicht genehmigungspflichtigen Baumaßnahmen ein erstrebenswertes Ziel für die Prognose ist. Jedoch ist aufgrund mangelnder Daten eine Identifizierung der spezifischen Faktoren schwierig, sofern überhaupt signifikante Unterschiede zum Neubau bestehen. Vielversprechender erscheint die Analyse von Szenarien, welche beispielsweise die Sanierung und Modernisierung des Gebäudebestandes zur Erreichung der Klimaziele abbilden könnte.

7 Erweiterung des Prognoseansatzes um indikatoren-gestützte Modelle

Das hier vorgestellte und angewendete Modell zur mittelfristigen Prognose der Baupreise beruht vor allem in der mittleren Frist auf oftmals aus der ökonomischen Theorie abgeleiteten langfristigen Beziehungen zwischen den relevanten Bestimmungsgrößen. Empirisch umgesetzt wurde es mit Jahresdaten. Im Rahmen der Aktualisierungen der Prognose wurden zusätzlich unterjährige Daten und Indikatoren ergänzt, um den Entwicklungen am aktuellen Rand besser Rechnung tragen zu können.

Im Folgenden wird die Möglichkeit erörtert, das semi-strukturelle Prognosemodell, um indikatoren-gestützte Prognoseansätze zu erweitern. Diese rein datengetriebenen Prognoseansätze können die Möglichkeit bieten, auf Basis einer Vielzahl von höherfrequenten Indikatoren die Entwicklungen am aktuellen Rand besser zu berücksichtigen und so vor allem die Prognose für das laufende und nächste Kalenderjahr zu verbessern. Im semi-strukturellen Prognosemodell wurden hierzu, neben unterjährigen Daten, externe Prognosen für die gesamtwirtschaftlichen Bestimmungsgrößen eingesetzt, um aktuelle Entwicklungen umfassend abzubilden.

7.1 Methoden

Das Grundproblem in der Prognose auf Basis eines Datensatzes von Indikatoren besteht darin, bei begrenzter Anzahl an Beobachtungen aus der oftmals großen Anzahl an möglichen Indikatoren, jene auswählen, welche für die Prognose der Zielgröße relevant sind. Im Hinblick auf Schätz- und Prognoseverfahren kann unterschieden werden, zwischen jenen die den Indikatorendatensatz statistisch auf wenige Faktoren verdichten und Verfahren, die zunächst im Hinblick auf die Zielgröße relevante Indikatoren selektieren. Im Folgenden wird jeweils eine entsprechende Methode vorgestellt und für die Baupreise zur Anwendung gebracht.

7.1.1 Faktormodelle

Eine besonders häufig eingesetzte Methodik zur Prognose in datenreichen Umgebungen besteht darin, ein autoregressives Modell, um statistische „Faktoren“ zu ergänzen, die die Informationen einer möglicherweise hohen Anzahl an Indikatoren verdichtet darstellen (Stock/Watson 2012). Hierbei werden in einem ersten Schritt die zur Verfügung stehenden Informationen der Indikatoren zu einer geringen Anzahl an Faktoren mittels statistischer Verfahren 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 komprimiert werden, sondern der Fokus auf der Bündelung der vorliegenden Informationen (Varianz) liegt.

7.1.2 Granger-Kausalität und Prognosekombinationen

Eine weitere Möglichkeit aus der Vielzahl von Indikatoren auszuwählen und Prognosen zu erzeugen, besteht darin zunächst den Indikatorendatensatz dahingehend zu filtern, ob der jeweilige Indikator Erklärungsgehalt gegenüber der Zielvariable aufweist. Hierzu wird im Rahmen des auch als Granger-Kausalitätstests (Granger 1969) bekanntem Verfahren mittels einer einfachen Regression geprüft, ob der infragestehende Indikator signifikant in der Erklärung der Zielvariable ist, wenn autoregressive Terme der Zielvariable mitberücksichtigt werden. Das Ergebnis ist ein Satz von Indikatoren, welche signifikanten Erklärungsgehalt für die Zielvariable bieten.

In einem zweiten Schritt wird dann eine Vielzahl von Modellen geschätzt, welche autoregressive Terme der Zielvariable und mehrere der zuvor als nützlich befundenen Indikatoren beinhalten. Die eigentliche Prognose ergibt sich dann als Kombination aller einzelnen Prognosegleichungen. Dies bietet den Vorteil, dass sich

Prognosefehler (Schwachstellen) einzelner Gleichungen gegenseitig aufheben können, sofern die Fehler entsprechend korreliert sind (Elliott/Timmermann 2016: S. 310ff.).

Dieses Verfahren wird unter anderem in ähnlicher Weise zur Prognose des Bauvolumens angewendet, dabei werden stets zwei der ausgesuchten Indikatoren miteinander kombiniert, dies führt zu mehreren tausenden Einzelgleichungen, welche dann zur eigentlichen Prognose kombiniert werden (Michelsen/Gornig 2016 und DIW 2023).

7.1.3 Referenzansätze

Zur besseren Einordnung der Prognoseleistung werden zusätzlich drei Referenzansätze herangezogen, zum einen ein einfaches autoregressives Modell, hier wird die Anzahl der zeitverzögerten Variablen anhand der statistischen Signifikanz gewählt. Des Weiteren werden zwei naive Prognosen erstellt, einmal die Fortschreibung des historischen Mittelwerts der Zielgröße sowie die Fortschreibung des letzten beobachteten Werts.

7.2 Empirische Evaluation

Zur Evaluation werden die vorgestellten Verfahren hinsichtlich ihrer Prognosefähigkeit der Baupreise untersucht. Ausgangspunkt ist ein Indikatorendatensatz in vierteljährlicher Frequenz, da auch die Zielgröße, der Deflator der Bauinvestitionen, in vierteljährlicher Frequenz aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung vorliegt. Der Datensatz an Indikatoren ist breit aufgestellt und deckt verschiedenste Datenquellen ab.²⁰

- 40 Indikatoren der ifo Konjunkturumfragen zur Gesamtwirtschaft und Bauwirtschaft, darunter Angaben zum Geschäftsklima, den Geschäftserwartungen und Auftragslage im verarbeitenden Gewerbe als auch im Bauhauptgewerbe
- Auftragseingang und Auftragsbestand gemäß Statistischen Bundesamt für das Bauhauptgewerbe, untergliedert Bauarten und Bauherren sowie Daten der Baugenehmigungsstatistik
- Finanzmarktdaten zu Zinsen, Geldmenge und Kreditvolumina
- Eckdaten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, unter anderem Konsum, Investitionen, Importe, Exporte und Bruttoinlandsprodukt sowie Daten zur Beschäftigung
- verschiedene Umfragen zu Erwartungen und konjunktureller Lage aus dem In- und Ausland, unter anderem GfK Konsumklima und Inflationserwartungen sowie ISM Manufacturing Index (USA)

Die Daten liegen vom ersten Quartal 1991 bis zum vierten Quartal 2023 vor, zur Evaluation werden die jeweiligen Verfahren, analog zur obigen Prognoseevaluation, über einen verkürzten Zeitraum geschätzt und anschließend eine Prognose über 20 Quartale erstellt. Anschließend wird der Schätzzeitraum um eine Periode erweitert und erneut 20 Quartale prognostiziert. Diese sogenannten Pseudo-out-of-Sample Prognosen werden dann mit der tatsächlichen Entwicklung der Baupreise verglichen und der Prognosefehler für jede Methode und jeden Prognoseschritt berechnet.

Der Vergleich der verschiedenen Ansätze zeigt, dass innerhalb der ersten vier Quartale bzw. Prognoseschritte kaum signifikante Differenzen auszumachen sind. Ein leichter Vorteil ist der Prognoseleistung der einfachen autoregressiven Gleichung zuzurechnen (Tabelle 5).

Verlängert sich der Prognosehorizont in das nächste Kalenderjahr, zeigen sich zunehmend Unterschiede zwischen den Prognoseansätzen. Die Prognosefehler für die indikatorengestützten Verfahren steigen im Vergleich zu den einfachen univariaten Methoden deutlicher an. Insgesamt weist der historische Mittelwert bis zu 12 Prognoseschritte die geringsten Fehler auf, gefolgt vom autoregressiven Modell.

²⁰ Eine vollständige Liste der verwendeten Indikatoren inklusive der angewendeten Transformationen findet sich im Anhang A.3.

Tabelle 5

Prognosefehler der indikatorengestützten Modelle – Pseudo-out-of-Sample RMSE 2006 - 2023

Prognose- horizont	Prognoseverfahren				
	Historischer Mittelwert	Letzte Beobachtung	Autoregressives Modell	Faktor- modell	Granger Kombination*
t+1	1,22	1.15	1.10	1.19	1.25
t+2	1,25	1.35	1.20	1.35	1.52
t+3	1,27	1.33	1.16	1.29	1.45
t+4	1,28	1.59	1.32	1.41	1.49
t+5	1,29	1.60	1.33	1.51	1.63
t+6	1,25	1.65	1.29	1.50	1.69
t+7	1,26	1.69	1.32	1.45	1.60
t+8	1,27	1.64	1.33	1.55	1.68
t+9	1,28	1.63	1.34	1.51	1.83
t+10	1,29	1.52	1.35	1.51	1.88
t+11	1,29	1.37	1.34	1.66	1.88
t+12	1,30	1.34	1.36	2.13	2.00
t+13	1,32	1.33	1.37	2.22	2.18
t+14	1,33	1.32	1.38	2.35	2.83
t+15	1,35	1.27	1.39	2.43	3.09
t+16	1,37	1.29	1.40	1.62	3.87
t+17	1,38	1.32	1.42	1.70	3.95
t+18	1,39	1.33	1.43	2.03	4.26
t+19	1,40	1.39	1.44	1.65	5.22
t+20	1,41	1.40	1.46	1.64	5.37
Mittelwert	1,31	1.42	1.34	1.69	2.53

Anmerkung: Geringster Prognosefehler je Prognosehorizont fett markiert. *Prognosekombination aller mittels Granger-Kausalitätstest selektierten und zu Modellen kombinierten Indikatoren.

Quelle: Eigene Berechnungen

Insgesamt vermögen die indikatorengestützten Prognosemethoden die univariaten Varianten in diesem Prognoseexperiment nicht zu schlagen. Einschränkend muss darauf hingewiesen werden, dass die Evaluation und ihre Ergebnisse vom gewählten Evaluationszeitraum 2006 bis 2023 abhängig sind.

7.3 Zwischenfazit

Im Rahmen der Erweiterung des Prognoseansatzes für die Baupreise wurden verschiedene indikatorengestützte Modelle untersucht. Das bestehende semi-strukturelle Modell basiert auf langfristigen ökonomischen Beziehungen und nutzt vor allem Jahresdaten. Zur Aktualisierung und besseren Abbildung aktueller Entwicklungen wurden unterjährige Daten und Indikatoren ergänzt. Die Untersuchung zielt darauf ab, das Baupreisprognosemodell durch rein datengetriebene Ansätze zu erweitern, um insbesondere die kurzfristigen Prognosen zu verbessern.

Zur Evaluierung wurden zwei verschiedene Ansätze angewandt: ein Faktormodell sowie ein Ansatz basierend auf Granger-Kausalität zur Selektion der Indikatoren und eine anschließende Prognosekombination der gefundenen Indikatoren. Faktormodelle verdichten eine große Anzahl an Indikatoren zu wenigen statistischen Faktoren mittels Hauptkomponentenanalyse. Diese Faktoren repräsentieren die Informationen der Indikatoren gebündelt, ohne die Zielvariable direkt zu berücksichtigen. Das Granger-Kausalitätsverfahren selektiert relevante Indikatoren, indem es deren Erklärungsgehalt für die Zielvariable prüft. Die eigentliche Prognose entsteht durch die Kombination der prognostizierten Werte mehrerer solcher Modelle.

Die empirische Evaluation, die einen Indikatorendatensatz von 1991 bis 2023 verwendete, zeigte, dass die indikatorengestützten Modelle kurzfristig (innerhalb der ersten vier Quartale) keine signifikanten Vorteile gegenüber einfachen autoregressiven Modellen bieten. Über längere Prognosezeiträume stiegen die Prognosefehler der indikatorengestützten Ansätze im Vergleich zu den einfachen Modellen deutlich an. Insgesamt erwies sich der historische Mittelwert als besonders robust, insbesondere bei längeren Vorhersagehorizonten. Die Untersuchung verdeutlicht, dass in diesem speziellen Anwendungsfall indikatorengestützte Modelle die univariaten Ansätze nicht übertreffen konnten. Dies könnte auf den spezifischen Evaluationszeitraum zurückzuführen sein, der von 2006 bis 2023 reicht und damit unter anderem die starken Baupreisanstiege aufgrund von Materialknappheit umfasst.

8 Ergebnisse

Kern des Baupreisprognosemodells ist eine angepasste Neukeynesianische Phillips-Kurve, die die Preisbildung in der Bauwirtschaft als Aufschlag auf die Grenzkosten der Produktion beschreibt. Diese Grenzkosten werden im Baugewerbe hauptsächlich durch die Lohnstückkosten bestimmt, die aufgrund der konstanten Arbeitsproduktivität mit den Arbeitskosten übereinstimmen. Weitere entscheidende Faktoren sind die internationalen Rohstoffpreise, insbesondere der Rohölpreis, und die Kapazitätsauslastung in der Bauwirtschaft, die bei hoher Auslastung überproportional kostenintensiv wirkt. Ein zusätzlicher Aspekt der Preisdynamik sind die Erwartungen der Unternehmen hinsichtlich der zukünftigen Kostenentwicklung. Das Modell wird empirisch mit Zeitreihendaten umgesetzt, wobei Daten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung und Umfrageergebnisse des ifo Instituts genutzt werden.

Alternativ kann eine Preisgleichung ohne explizite Erwartungsgrößen verwendet werden, die auf der langfristigen Beziehung von Baupreisen, Lohnstückkosten und freien Kapazitäten basiert. Das allgemeine Preisniveau dient als maßgeblicher Treiber der Baupreise, da die Bauwirtschaft und die Gesamtwirtschaft einen gemeinsamen Arbeitsmarkt mit einheitlicher Nominallohnentwicklung nutzen. Wegen des geringeren Produktivitätsfortschritts im Baugewerbe steigen die Lohnstückkosten dort stärker, was einen höheren Preisanstieg bedingt.

Für die Prognose der Baupreise müssen auch die bestimmenden Faktoren prognostiziert werden. Zu diesem Zweck wird das relevante bauwirtschaftliche Umfeld in Abhängigkeit von gesamtwirtschaftlichen Größen modelliert. Externe Konjunkturprognosen sind eine wertvolle Quelle für diese gesamtwirtschaftlichen Größen. Ergänzende modellgestützte Prognosen sind notwendig, wo externe Prognosen nicht ausreichen.

Die Leistungsfähigkeit des mittelfristigen Prognosemodells für Baupreise wird als günstig bewertet. In historisch simulierten Out-of-Sample Prognosen von 2000 bis 2023 sowie in stochastischen Simulationsanalysen schneidet das Modell meist besser ab als Alternativen wie die Prognosen der Gemeinschaftsdiagnose. Die Prognoseunsicherheit für das laufende Jahr kann durch ein unterjähriges Modell reduziert werden. Der Standardfehler für Prognosen der Anstiegsrate der Baupreise liegt bei etwa 1,2 Prozentpunkten für das nächste Kalenderjahr und bei 2 Prozentpunkten für Prognosen über fünf Jahre. Die Unsicherheit externer Prognosen ist dabei bereits eingerechnet.

Zusammengefasst bietet das Baupreisprognosemodell eine fundierte Grundlage für die mittelfristige Vorhersage der Baupreise, indem es theoretische Konzepte und empirische Daten integriert. Die Berücksichtigung von Preiserwartungen, Lohnstückkosten, Kapazitätsauslastung und allgemeinen Preisentwicklungen stellt sicher, dass die Prognosen die Besonderheiten der Bauwirtschaft berücksichtigen.

Die Erweiterung des Prognoseansatzes durch indikatorengestützte Modelle und durch die explizite Berücksichtigung von Baumaßnahmen im Bestand wurde untersucht, um das Prognosemodell zu erweitern und zu verbessern. Für die untersuchten indikatorengestützten Modelle konnte zunächst keine Überlegenheit in der Prognosegüte gegenüber einfachen univariaten Ansätzen festgestellt werden, hier bietet es sich an, weitere Ansätze zu analysieren, um die Baupreisprognose zu vor allem in der kurzen Frist zu verbessern.

Anhang

A.1 Verwendung externer Prognosen

Tabelle 6

Verwendung von Prognosen externer Institutionen für die exogenen Größen des Baupreisprognosemodells

Preisdeteminante	Monat	Prognosehorizont					
		t+0	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
Preisauftrieb							
Deflator Bruttoinlands- produkt	Mai	GD, EU			GD, IWF*		
	Nov.	SVR, EU		GD, EU, IWF*	GD, IWF*		
Deflator Importe	Mai	GD			Modell		
	Nov.	SVR					
Gesamtwirtschaftliche Lohnstückkosten	Mai	EU	GD	Modell			
	Nov.	SVR, EU					
Realwirtschaftliche und demographische Größen							
Reales Bruttoinlands- produkt	Mai	GD, EU, IWF			GD, IWF		
	Nov.	GD, SVR, EU, IWF			GD, IWF		
Arbeitslosenquote	Mai	GD			Modell		
	Nov.	SVR					
Real verf. Einkommen der priv. Haushalte	Mai	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

A.2 Weitere Gleichungen des Baupreisprognosemodells

A.2.2 Gesamtwirtschaft

Lohnstückkosten

Die gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten (lsk) werden anhand der realen Lohnstückkosten ($rlsk$) und der allgemeinen Preisniveaus (q), gemessen am Deflator des Bruttoinlandsprodukts prognostiziert. Die realen Lohnstückkosten wiederum ergeben sich aus der Entwicklung der Arbeitslosigkeit (u) in Relation zur inflationsneutralen Arbeitslosenquote ($nairu$).

$$lsk = rlsk + q \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta rlsk = & 2,32 + 0,40 [nairu_t - u_{t-1}] - 0,56 rslk_{t-1} - 0,56 \bar{q}_{t-2} + 0,56 \bar{q}_{t-4} \\ & + 0,18 \Delta rlsk_{t-3} + 0,18 \Delta rlsk_{t-5} - 0,02 dum_{1990} + 0,02 dum_{2000} + 0,05 dum_{2009} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\text{Zeitraum: } 1964\text{--}2023; \bar{R}^2 = 0,56; DW = 1,86; AR(1) = 0,67; AR(4) = 0,64; AP(1983) = 0,40$$

Arbeitslosenquote

Die Arbeitslosenquote (u) wird anhand der inflationsneutralen Arbeitslosenquote ($nairu$) und der konjunkturellen Entwicklungen: Änderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts (y), der freien Kapazitäten im Baugewerbe ($fcap$) und der realen Lohnstückkosten ($rlsk$) prognostiziert.

$$\begin{aligned} \Delta u_t = & -0,09 u_{t-1} + 0,08 nairu_t + 0,21 \Delta u_{t-1} + 0,02 \Delta fcap_{t-1} \\ & - 0,19 \Delta y_t + 0,01 \Delta y_{t-1} + 0,13 \Delta y_{t-3} + 0,05 \Delta rlsk_t \\ & + 0,02 dum_{1992} + 0,01 dum_{2014} + 0,01 shift_{1979} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\text{Zeitraum: } 1964\text{--}2023; \bar{R}^2 = 0,78; DW = 2,32; AR(1) = 0,15; AR(4) = 0,25; AP(1994) = 0,74$$

Real verfügbares Einkommen der privaten Haushalte

Das real verfügbare Einkommen der privaten Haushalte (yv) wird in Abhängigkeit vom realen Bruttoinlandsprodukt (y), den Steuern auf Arbeitseinkommen (lt) und dem Preis von Rohöl in Euro im Verhältnis zum allgemeinen Preisniveau ($pr^{\delta l}$) modelliert.

$$\begin{aligned} \Delta yv_t = & -0,07 - 0,36 [yv_{t-1} - y_t] - 0,04 lt_{t-6} \\ & - 0,02 pr_t^{\delta l} - 0,01 pr_{t-2}^{\delta l} - 0,03 shift_{1993} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\text{Zeitraum: } 1975\text{--}2023; \bar{R}^2 = 0,73; DW = 1,75; AR(1) = 0,48; AR(4) = 0,63; AP(2002) = 0,29$$

Deflator Importe

Der Deflator der Importe (p^m) wird anhand der Relation der Importpreise zur Preisentwicklung im Ausland²¹ in Euro (p^A) und den Rohölpreisen in Euro ($p^{\text{öl}}$) sowie dem Welthandelstrend (wh) und dem effektivem Euro-Wechselkurs mit dem Ausland (ewk) beschrieben.

$$\Delta p_t^m = 1,04 - 0,23 [p_{t-1}^m - 0,83 p_{t-1}^A - 0,17 p_t^{\text{öl}}] - 0,07 wh_{t-5} + 2,43 \Delta p_t^A - 1,34 p_{t-1}^A - 0,09 p_{t-5}^A + 1,99 \Delta ewk_t - 1,35 \Delta ewk_{t-1} \quad (7)$$

Zeitraum: 1957–2023; $\overline{R^2} = 0,88$; $DW = 1,94$; $AR(1) = 0,78$; $AR(4) = 0,83$; $AP(1980) = 0,47$

Kapitalmarktzinsen

Die Kapitalmarktzinsen (i) werden für das laufende Kalenderjahr anhand der unterjährigen Entwicklung prognostiziert, mit i^{mjj} für den Zinssatz im jj Monat und $\bar{i}^{mjj}$ für den Jahresdurchschnitt bis zum jj -ten Monat.

Prognoseaktualisierung im Juni:

$$\Delta i_t^{\square} = 0,43 [i_{t-1} - \bar{i}_t^{m5}] + 0,64 \Delta i_t^{m5} + 0,42 \Delta i_{t-1}^{m5} + 0,16 \Delta i_{t-2}^{m5} + 0,47 \Delta i_{t-3}^{m5} - 0,60 \Delta i_{t-1} - 0,52 \Delta i_{t-3} \quad (8)$$

Zeitraum: 1960–2023; $\overline{R^2} = 0,93$; $DW = 2,15$; $AR(1) = 0,26$; $AR(4) = 0,23$; $AP(2003) = 0,76$

Prognoseaktualisierung im Dezember:

$$\Delta i_t^{\square} = 0,80 [i_{t-1} - \bar{i}_t] + 0,37 \Delta i_t^{m11} + 0,006 dum_{1973} + 0,002 dum_{1975} + 0,005 dum_{1976} + 0,001 dum_{1986} \quad (9)$$

Zeitraum: 1960–2023; $\overline{R^2} = 0,97$; $DW = 1,85$; $AR(1) = 0,60$; $AR(4) = 0,35$; $AP(2009) = 0,73$

Für die weiteren Prognoseschritte werden die Kapitalmarktzinsen anhand der Abweichung Inflationserwartungen vom Inflationsziel im Euroraum ($E_t[\pi_{t+1} - \pi^T]$) und der demografischen Entwicklung, gemessen am Anteil der 35- bis 65-jährigen an der Gesamtbevölkerung (aq) prognostiziert.

$$\Delta i_t^{\square} = 0,07 - 0,32 i_{t-1} + 0,42 E_t[\pi_{t+1} - \pi^T] - 0,07 aq_t - 0,01 [dum_{1961} + dum_{1966} + dum_{1977} + dum_{1981}] + 0,02 dum_{1990} \quad (10)$$

Zeitraum: 1959–2023; $\overline{R^2} = 0,62$; $DW = 1,75$; $AR(1) = 0,46$; $AR(4) = 0,49$; $AP(1993) = 0,38$

²¹ Ausland umfasst einen erweiterten Länderkreis der wichtigsten 42 Außenhandelspartner.

A.2.2 Bauwirtschaft

Lohnstückkosten im Baugewerbe

Die Lohnstückkosten im Baugewerbe (lsk^{Bau}) werden für das laufende Kalenderjahr anhand der unterjährigen Entwicklung (lsk^{Bau-qa}) prognostiziert.

Prognoseaktualisierung im Juni:

$$\Delta lsk^{Bau}_t = -0,90 [lsk^{Bau}_{t-1} - lsk^{Bau}_{t-1}] + 0,34 \Delta lsk^{Bau}_{t-1} \quad (11)$$

Zeitraum: 1972–2023; $\overline{R^2} = 0,65$; $DW = 1,84$; $AR(1) = 0,57$; $AR(4) = 0,96$; $AP(1993) = 0,91$

Prognoseaktualisierung im Dezember:

$$\Delta lsk^{Bau}_t = -0,06 [lsk^{Bau}_{t-1} - (lsk^{Bau}_{t-1} + lsk^{Bau}_{t-2} + lsk^{Bau}_{t-3})/3] \quad (12)$$

Zeitraum: 1972–2023; $\overline{R^2} = 0,96$; $DW = 1,76$; $AR(1) = 0,26$; $AR(4) = 0,34$; $AP(1998) = 0,22$

Für die weiteren Prognoseschritte werden die Lohnstückkosten im Baugewerbe in Relation zu den gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten (lsk) unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Entwicklung Produktivität ($dprod$) prognostiziert.

$$\begin{aligned} \Delta lsk^{Bau}_t = & -1,50 - 0,32 [lsk^{Bau}_{t-1} - lsk_{t-1}] - 0,25 dprod + 1,0 \Delta lsk - 0,90 \Delta dprod \\ & + 0,06 dum_{1970} + 0,06 dum_{1972} \end{aligned} \quad (13)$$

Zeitraum: 1968–2023; $\overline{R^2} = 0,86$; $DW = 2,17$; $AR(1) = 0,53$; $AR(4) = 0,41$; $AP(1984) = 0,22$

Die unterschiedliche Entwicklung der Produktivität in Gesamtwirtschaft und Baugewerbe wird anhand der mittleren Rate innerhalb des Beobachtungszeitraums fortgeschrieben.

Baugenehmigungen – preisbereinigte veranschlagte Baukosten

Die Baugenehmigungen (bg) werden für das laufende Kalenderjahr anhand unterjähriger Daten prognostiziert, dies umfasst die Summe der bisher im Jahr aufgelaufenen Baugenehmigungen (bg^{YTD}) und einzelne Monatswerte (bg^{mm}).

Prognoseaktualisierung im Juni:

$$\Delta bg_t = 0,42 \Delta bg^{YTD}_t + 0,15 [bg^3_t - bg^{12}_{t-1}] \quad (14)$$

Zeitraum: 1971–2023; $\overline{R^2} = 0,53$; $DW = 2,02$; $AR(1) = 0,86$; $AR(4) = 0,97$; $AP(1996) = 0,68$

Prognoseaktualisierung im Dezember:

$$\begin{aligned} \Delta bg_t = & -0,01 + 0,84 \Delta bg^{YTD}_t + 0,26 \Delta bg^{YTD}_{t-1} - 0,31 \Delta bg_{t-1} + 0,13 [bg^8_t - bg^{12}_{t-1}] \\ & - 1,24 \Delta p^{YTD}_t - 0,20 \Delta p^{YTD}_{t-3} - 0,09 dum_{1995} + 0,03 shift_{1989} \end{aligned} \quad (15)$$

Zeitraum: 1966–2023; $\overline{R^2} = 0,96$; $DW = 2,16$; $AR(1) = 0,44$; $AR(4) = 0,81$; $AP(1979) = 0,82$

Für die weiteren Prognoseschritte werden die Baugenehmigungen anhand des verfügbaren Einkommens der privaten Haushalte (yv), den Kapitalnutzungskosten (uc) und dem Anteil der über 65-jährigen an der Gesamtbevölkerung ($aq65$) prognostiziert.

$$\begin{aligned}\Delta bg_t = & -0,69 + 0,47 [bg_{t-1} - yv_t + uc_{t-1}] - 7,49 aq65 + 1,87 \Delta yv_t + 1,87 \Delta yv_{t-3} \\ & - 0,15 \Delta uc_t + 0,15 \Delta uc_{t-2} + 14,39 \Delta aq65_{t-4} - 0,70 \Delta cap_{t-1} \\ & - 0,20 dum_{1968} + 0,30 dum_{1983}\end{aligned}\quad (16)$$

Zeitraum: 1958–2023; $\overline{R^2} = 0,76$; $DW = 1,88$; $AR(1) = 0,65$; $AR(4) = 0,55$; $AP(2003) = 0,61$

Auftragseingang im Baugewerbe

Der Auftragseingang im Baugewerbe (ae) wird in Relation zu den Baugenehmigungen (bg) prognostiziert.

$$\begin{aligned}\Delta ae_t = & 0,41 - 0,33 [ae_{t-1} - bg_{t-1}] + 0,60 \Delta bg_t - 0,12 shift_{1974} - 0,12 dum_{1976} \\ & - 0,17 dum_{1981} - 0,08 dum_{1991} - 0,12 dum_{2003} - 0,12 dum_{2007} + 0,11 dum_{2023}\end{aligned}\quad (17)$$

Zeitraum: 1971–2023; $\overline{R^2} = 0,76$; $DW = 1,71$; $AR(1) = 0,27$; $AR(4) = 0,79$; $AP(1990) = 0,49$

Bauproduktion

Die Bauproduktion (y^{Bau}) wird in Relation zum Auftragseingang im Baugewerbe (ae) und unter Berücksichtigung der Arbeitstage (at) und den witterungsbedingten Baubehinderungen (wit) prognostiziert.

$$\begin{aligned}\Delta y_t^{Bau} = & -0,09 [y_{t-1}^{Bau} - ae_{t-1}] + 0,30 \Delta ae_t + 0,30 \Delta ae_{t-1} \\ & + 0,09 \Delta at_t - 0,08 wit_t - 0,08 dum_{1960}\end{aligned}\quad (18)$$

Zeitraum: 1955–2023; $\overline{R^2} = 0,61$; $DW = 2,09$; $AR(1) = 0,58$; $AR(4) = 0,80$; $AP(1976) = 0,62$

Auslastungsgrad im Baugewerbe

Der Auslastungsgrad im Baugewerbe (cap) wird für das laufende Kalenderjahr anhand unterjähriger Daten prognostiziert. Hierzu wird der verfügbare Jahresdurchschnitt (cap^{YTD}) und einzelne Monatswerte herangezogen (cap^{mm}).

Prognoseaktualisierung im Juni:

$$\begin{aligned}\Delta cap_t = & 0,30 \Delta cap_t^{YTD} + 0,13 \Delta cap_{t-2}^{YTD} + 0,18 [cap_t^5 - cap_{t-1}^{12}] - 0,12 [cap_{t-2}^5 - cap_{t-3}^{12}] \\ & - 5,87 dum_{1960} - 5,89 dum_{1981}\end{aligned}\quad (19)$$

Zeitraum: 1968–2023; $\overline{R^2} = 0,66$; $DW = 1,79$; $AR(1) = 0,25$; $AR(4) = 0,65$; $AP(1984) = 0,22$

Prognoseaktualisierung im Dezember:

$$\Delta cap_t = -0,14 [cap_{t-1} - cap_t^{YTD}] - 0,22 \Delta cap_{t-1} + 0,26 \Delta cap_t^{11} + 0,24 \Delta cap_{t-1}^{11}\quad (20)$$

Zeitraum: 1968–2023; $\overline{R^2} = 0,86$; $DW = 1,95$; $AR(1) = 0,74$; $AR(4) = 0,51$; $AP(1985) = 0,32$

Für die weiteren Prognoseschritte wird die Veränderung des Kapazitätsauslastungsgrads im Baugewerbe in Relation zur Veränderungsrate der Bauproduktion (y^{Bau}) gesetzt.

$$\Delta cap_t = 0,41 \Delta y_t^{Bau} - 0,19 \Delta y_{t-1}^{Bau} - 0,23 \Delta y_{t-2}^{Bau} + 0,30 \Delta y_{t-7}^{Bau} \quad (21)$$

$$+ 0,08 dum_{1978} + 0,06 dum_{1988}$$

Zeitraum: 1964–2023; $\overline{R^2} = 0,63$; $DW = 1,92$; $AR(1) = 0,81$; $AR(4) = 0,70$; $AP(2015) = 0,34$

A.3 Indikatoren

Tabelle 7
Verwendete Indikatoren der indikatorengestützten Modelle

Name	Quelle	Logarithmus	Differenz
Geschäftsklima, Gewerbliche Wirtschaft, Durchschnitt	ifo Institut	Nein	0
Geschäftslage, Gewerbliche Wirtschaft, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Geschäftslage Erwartungen, Gewerbliche Wirtschaft, Saldo	ifo Institut	Nein	0
Exporterwartungen, verarbeitendes Gewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	0
Geschäftsklima, verarbeitendes Gewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	0
Geschäftslage Erwartungen, verarbeitendes Gewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	0
Auftragsbestand ggü. Vormonat, verarbeitendes Gewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	0
Baubehinderungen durch Witterung, Bauhauptgewerbe, Ja-Anteil	ifo Institut	Nein	0
Geschäftslage Erwartungen, Bauhauptgewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Geschäftslage, Bauhauptgewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	2
Auftragsbestand ggü. Vormonat, Bauhauptgewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	2
Baupreise ggü. Vormonat, Bauhauptgewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Preiserwartungen, Bauhauptgewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	2
Auftragsbestand in Monate, Bauhauptgewerbe, Durchschnitt	ifo Institut	Nein	2
Geräteausnutzung, Bauhauptgewerbe, Durchschnitt	ifo Institut	Nein	1
Auftragsbestand ggü. Vormonat, Wohnungsbau, Saldo	ifo Institut	Nein	2
Auftragsbestand Beurteilung, Wohnungsbau, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Auftragsbestand in Monaten, Wohnungsbau, Durchschnitt	ifo Institut	Nein	3
Geschäftsklima, Handel, Durchschnitt	ifo Institut	Nein	1
Geschäftslage Erwartungen, Handel, Saldo	ifo Institut	Nein	0
Geschäftslage Beurteilung, Handel, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Geschäftslage Beurteilung, Großhandel inkl. Kfz, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Geschäftslage Beurteilung, Einzelhandel inkl. Kfz, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Geschäftslage Erwartungen, Einzelhandel inkl. Kfz, Saldo	ifo Institut	Nein	1

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 7 - Fortsetzung

Name	Quelle	Logarithmus	Differenz
Geschäftslage Beurteilung befriedigend, verarbeitendes Gewerbe, Anteil	ifo Institut	Nein	0
Geschäftslage Beurteilung schlecht, verarbeitendes Gewerbe, Anteil	ifo Institut	Nein	0
Geschäftslage Beurteilung gut, verarbeitendes Gewerbe, Anteil	ifo Institut	Nein	0
Geschäftslage Erwartungen befriedigend, verarbeitendes Gewerbe, Anteil	ifo Institut	Nein	0
Geschäftslage Erwartungen schlecht, verarbeitendes Gewerbe, Anteil	ifo Institut	Nein	0
Geschäftslage Erwartungen gut, verarbeitendes Gewerbe, Anteil	ifo Institut	Nein	0
Fertigwarenlager Beurteilung, verarbeitendes Gewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	0
Produktionspläne, verarbeitendes Gewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	0
Produktion ggü. Vormonat, verarbeitendes Gewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	0
Auftragsbestand Beurteilung, Bauhauptgewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Bautätigkeit Behinderungen, Bauhauptgewerbe, Ja-Anteil	ifo Institut	Nein	0
Bautätigkeit Entwicklung, Bauhauptgewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Bautätigkeit Erwartungen, Bauhauptgewerbe, Saldo	ifo Institut	Nein	2
Geschäftslage Beurteilung, Wohnungsbau, Saldo	ifo Institut	Nein	2
Geschäftslage Erwartungen, Wohnungsbau, Saldo	ifo Institut	Nein	1
Materialknappheit, Bauhauptgewerbe, Ja-Anteil	ifo Institut	Nein	2
Uneinigkeit Geschäftslage Erwartungen, gewerbliche Wirtschaft, Durchschnitt	ifo Institut	Nein	0
Uneinigkeit Geschäftslage Beurteilung, gewerbliche Wirtschaft, Durchschnitt	ifo Institut	Nein	0
Uneinigkeit Geschäftsklima, gewerbliche Wirtschaft, Durchschnitt	ifo Institut	Nein	0
Inflationserwartungen	GfK	Nein	1
Arbeitslosigkeit	GfK	Nein	0
Anschaffungsneigung	GfK	Nein	1
Einkommenserwartungen	GfK	Nein	2

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 7 - Fortsetzung

Name	Quelle	Logarithmus	Differenz
Konsumklima	GfK	Nein	0
Konjunkturerwartungen	ZEW	Nein	0
Konjunkturlage	ZEW	Nein	0
Industrie Vertrauen, Deutschland	Eurostat	Nein	0
Industrie Vertrauen, Eurozone ohne Deutschland	Eurostat	Nein	0
Industrie Vertrauen, Eurozone	Eurostat	Nein	0
Verbraucher Vertrauen, Eurozone	Eurostat	Nein	0
Politische Unsicherheit EU	EPU	Nein	1
Politische Unsicherheit USA	EPU	Nein	1
Michigan Consumer Survey – Konjunktur-Lage, USA	FRED	Nein	1
Michigan Consumer Survey – Konjunktur-Erwartungen, USA	FRED	Nein	2
Michigan Consumer Survey – Verbraucher-Sentiment, USA	FRED	Nein	2
Uneinigkeit Beurteilung Auftragseingang, verarbeitendes Gewerbe USA, Durchschnitt	ISM	Nein	0
Uneinigkeit Beurteilung Produktion, verarbeitendes Gewerbe USA, Durchschnitt	ISM	Nein	0
Täglich fällige Einlagen bei Banken	Bundesbank	Ja	1
Geldmenge M1, Deutscher Beitrag	Bundesbank	Ja	1
Einlagen und aufgenommene Kredite der Banken in Deutschland von inländischen Nichtbanken	Bundesbank	Ja	1
Euro Short Term Rate	EZB	Nein	1
Umlaufrendite für Bundesanleihen mit 9- bis 10-Jahren Restlaufzeit	Bundesbank	Nein	1
Bund Future – Terminkontrakt einer fiktiven langfristigen Bundesanleihe mit einem Kupon von 6% und 10 Jahren Laufzeit	Ariva	Ja	2
Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen, Anleihen von Unternehmen	Bundesbank	Nein	1
Effektivzinssätze für neue revolving Kredit und Überziehungskredite an Unternehmen	Bundesbank	Nein	1
Effektivzinssatz für neue Wohnungsbaukredite an private Haushalte	Bundesbank	Nein	1

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 7 - Fortsetzung

Name	Quelle	Logarithmus	Differenz
DAX Stand	Ariva	Ja	1
Volatilität DAX	Ariva	Nein	0
Umsatz DAX	Ariva	Nein	0
Wechselkurs Euro / USD	EZB	Ja	2
Geldmenge M1 USA	FRED	Ja	3
Federal Funds Rate, USA	FRED	Nein	1
Umlaufrendite Staatsanleihe USA mit 3 Monaten Laufzeit	FRED	Nein	1
Umlaufrendite Staatsanleihe USA mit 10 Jahren Laufzeit	FRED	Nein	1
Rendite US-Unternehmensanleihen AA	FRED	Nein	1
Rendite US-Unternehmensanleihen BA	FRED	Nein	1
S&P500 Stand	Ariva	Ja	3
Rohölpreis Brent in USD	Ariva	Ja	1
Rohölpreis Brent in Euro	Ariva	Ja	1
Reales Bruttoinlandsprodukt	Bundesbank	Ja	1
Konsumausgaben	Bundesbank	Ja	1
Staatliche Konsumausgaben	Bundesbank	Ja	1
Investitionen Ausrüstungen	Bundesbank	Ja	1
Investitionen Bauten	Bundesbank	Ja	1
Investitionen Wohnbauten	Bundesbank	Ja	1
Investitionen Nichtwohnbauten	Bundesbank	Ja	1
Exporte	Bundesbank	Ja	1
Importe	Bundesbank	Ja	1
Bruttowertschöpfung produzierendes Gewerbe	Bundesbank	Ja	1
Bruttowertschöpfung Baugewerbe	Bundesbank	Ja	1
Produktion im produzierenden Gewerbe einschl. Bau	Bundesbank	Ja	1
Produktionsindex Energie	Bundesbank	Ja	1
Produktionsindex Vorleistungsgüter	Bundesbank	Ja	1

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 7 - Fortsetzung

Name	Quelle	Logarithmus	Differenz
Produktionsindex Investitionsgüter	Bundesbank	Ja	1
Produktionsindex Konsumgüter	Bundesbank	Ja	1
Produktionsindex Gebrauchsgüter	Bundesbank	Ja	1
Produktionsindex Verbrauchsgüter	Bundesbank	Ja	1
Produktionsindex, Baugewerbe	Bundesbank	Ja	2
Kapazitätsauslastung, verarbeitendes Gewerbe	Bundesbank	Nein	0
Lohnstückkosten Baugewerbe	Bundesbank	Ja	1
Lohnstückkosten produzierendes Gewerbe	Bundesbank	Ja	0
Produktivität, verarbeitendes Gewerbe	Bundesbank	Ja	1
Verfügbares Einkommen der privaten Haushalte	Bundesbank	Ja	1
Arbeitnehmerentgelt, Inländer	Bundesbank	Ja	2
Unternehmens- und Vermögenseinkommen	Bundesbank	Ja	1
Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitsstunde, verarbeitendes Gewerbe	Bundesbank	Ja	1
Anzahl Erwerbstätige	Bundesbank	Ja	3
Anzahl Arbeitslose nach § 16 SGB III	Bundesbank	Ja	3
Anzahl Kurzarbeiter	Bundesbank	Ja	0
Arbeitslosenquote	Bundesbank	Nein	2
Arbeitslosenquote (ILO)	Bundesbank	Nein	1
Deflator Bruttoinlandsprodukt	Bundesbank	Ja	1
Verbraucherpreisindex	Bundesbank	Ja	2
Verbraucherpreisindex, Energie	Bundesbank	Ja	2
Einfuhrpreisindex	Bundesbank	Ja	1
Ausfuhrpreisindex	Bundesbank	Ja	1
Kfz Neuzulassungen	Statistisches Bundesamt	Nein	1
Auftragseingang, Industrie	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang für Investitionsgüter	Bundesbank	Ja	1

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 7 - Fortsetzung

Name	Quelle	Logarithmus	Differenz
Auftragseingang Inland, Industrie	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Ausland, Industrie	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Industrie	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Vorleistungsgüter	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Konsumgüter	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Investitionsgüter	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Konsumgüter	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Bauhauptgewerbe	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Hochbauleistungen	Bundesbank	Ja	2
Auftragseingang Wohnungsbau	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Gewerblicher Hochbau	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang öffentlicher Hochbau	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Tiefbau	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang gewerblicher Tiefbau	Bundesbank	Ja	2
Auftragseingang öffentlicher Tiefbau	Bundesbank	Ja	1
Auftragseingang Bauhauptgewerbe nach Gebäudearten und Bauherren	Statistisches Bundesamt	Ja	1/2
Auftragsbestand nach Gebäudeart und Bauherren	Statistisches Bundesamt	Ja	1/2
Baugenehmigungen, Wohn- und Nutzfläche, Wohn- und Nichtwohngebäude	Bundesbank	Ja	1
Baugenehmigungen, veranschlagte Baukosten, Wohn- und Nichtwohngebäude	Bundesbank	Ja	1
Baugenehmigungen, Wohnfläche, Wohngebäude	Bundesbank	Ja	1
Baugenehmigungen, veranschlagte Baukosten	Bundesbank	Ja	1
Baugenehmigungen, veranschlagte Baukosten, Wohnungsbau	Bundesbank	Ja	2
Baugenehmigungen, veranschlagte Baukosten, Nichtwohnungsbau	Bundesbank	Ja	1
Baugenehmigungen, veranschlagte Baukosten, privater Nichtwohnungsbau	Bundesbank	Ja	2

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 7 - Fortsetzung

Name	Quelle	Logarithmus	Differenz
Baugenehmigungen, veranschlagte Baukosten, öffentlicher Nichtwohnungsbau	Bundesbank	Ja	1
Bauhauptgewerbe Umsatz	Bundesbank	Ja	2
Bauhauptgewerbe Umsatz, Wohnungsbau	Bundesbank	Ja	2
Bauhauptgewerbe Umsatz, gewerblicher Wohnungsbau	Bundesbank	Ja	2
Bauhauptgewerbe Umsatz, öffentlicher Bau	Bundesbank	Ja	2
Produktionsindex der wichtigsten Handelspartner gewichtet nach Handelsvolumen	Eigene Berechnungen auf Basis diverser Statistischer Ämter	Nein	0
Produktionsindex, Industrie, Industriestaaten	CPB	Ja	1
Produktionsindex, Industrie, Welt	CPB	Ja	1
Produktionsindex, Industrie USA	FRED	Ja	1
Kapazitätsauslastung, verarbeitendes Gewerbe, Frankreich	Bundesbank	Nein	0
Kapazitätsauslastung, verarbeitendes Gewerbe, Italien	Bundesbank	Nein	0
Kapazitätsauslastung, verarbeitendes Gewerbe, Niederlande	Bundesbank	Nein	0
Kapazitätsauslastung, verarbeitendes Gewerbe, Spanien	Bundesbank	Nein	0
Welthandelsvolumen	CPB	Ja	1
Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft ggü. 60 Handelspartnern auf Basis der Verbraucherpreisindizes	Bundesbank	Ja	1
Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber den Euro-Ländern auf Basis der Verbraucherpreisindizes	Bundesbank	Ja	1
Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber ausgewählten Industrieländern ohne Euro-Länder auf Basis der Verbraucherpreisindizes	Bundesbank	Ja	2
Realer effektiver Wechselkurs des Euro gegenüber den Währungen des weiten EWK-Länderkreises auf Basis der Verbraucherpreisindizes	Bundesbank	Nein	0
Verbraucherpreisindex, Eurozone	Eurostat	Ja	3
Verbraucherpreisindex USA	FRED	Ja	1
Verbraucherpreisindex China	OECD	Nein	0

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 7 - Fortsetzung

Name	Quelle	Logarithmus	Differenz
Arbeitslosenquote (ILO), Frankreich	Bundesbank	Nein	2
Arbeitslosenquote (ILO), Italien	Bundesbank	Nein	2
Arbeitslosenquote (ILO), Niederlande	Bundesbank	Nein	0
Arbeitslosenquote (ILO), Spanien	Bundesbank	Nein	2

Quelle: Eigene Darstellung

Literatur

- Abel, A. B., 2006: Consumption and Investment. Handbook of Monetary Economics. 2. Auflage: 725–778.
- Baumol, W., 1967: Macroeconomics of Unbalanced Growth. American Economic Review, 57. Jg.: 415–426.
- Coibion, O.; Gorodnichenko, Y., 2015: Is the Phillips Curve Alive and Well After All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation. American Economic Journal: Macroeconomics, 7. Jg.: 197–232.
- Deutsche Bundesbank, 2015: Inflationserwartungen: neuere Instrumente, aktuelle Entwicklungen und wesentliche Einflussfaktoren, Monatsbericht Juni: 45–60.
- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), 2023: Strukturdaten zur Produktion und Beschäftigung im Baugewerbe - Berechnungen für das Jahr 2022. Berlin.
- Elliot, G.; Timmermann, A., 2016: Economic Forecasting. Princeton University Press. Princeton und Oxford.
- Ellis, C.; Price, S., 2004: UK Business Investment and the User Cost of Capital. The Manchester School, 72. Jg.: 72–93.
- Granger, C. W. J., 1969: Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. Econometrica, 37(3): 424–438.
- Hendry, D. F.; Johansen, S., 2015: Model Discovery and Tryvge Haavelmo's Legacy. Econometric Theory, 31. Jg.: 93–114.
- Meier, C.-P.; Dumoulin, F., 2017: Kapazitätsauslastung im Baugewerbe. BBSR-Online-Publikation 14/2017. Bonn.
- Meier, C.-P.; Dahl, C., 2018: Determinanten der Entwicklung des Gewerbebaus. BBSR-Online-Publikation 04/2018. Bonn.
- Meier, C.-P.; Dumoulin, F.; Dahl, C., 2021: Mittelfristprognose der Preise für Bauleistungen. BBSR-Online-Publikation 10/2021. Bonn.
- Michelsen, C.; Gornig, M., 2016: Prognose der Bestandsmaßnahmen und Neubauleistungen im Wohnungsbau und im Nichtwohnungsbau. BBSR-Online-Publikation, 07/2016. Bonn.
- Ragnitz, J., 2022: Gewinninflation. Ifo Dresden berichtet 5/2022. Dresden.
- Spiwoks, M., 2003: Qualität der Zinsprognosen deutscher Banken: eine empirische Analyse. Kredit und Kapital, 36. Jg.: 289–308.
- Stock, J. H.; Watson, M. W., 2012: Generalized Shrinkage Methods for Forecasting Using Many Predictors. Journal of Business and Economic Statistics, 30. Jg. (4): 481–493.

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1	Schematische Darstellung des mittelfristigen Prognosemodells für die Baupreise	13
Abbildung 2	Baupreise und Materialknappheit	25
Abbildung 3	Dynamische Reaktion der Baupreise auf einen temporären Anstieg der Materialknappheit um 10 Prozentpunkte	27
Abbildung 4	Vorlauf der Baugenehmigungen gegenüber der Bauproduktion	30
Abbildung 5	Vergleich von Bauvolumen, Bauinvestitionen, Produktionswert und Produktionsindex im Baugewerbe	32
Abbildung 6	Anteil der Bauleistungen an bestehenden Gebäuden nach Baubereichen im Hochbau (Bauvolumen)	34
Abbildung 7	Modernitätsgrad nach Vermögensarten	35

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1	Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise, historische Simulation 2000-2023 in Prozentpunkten	22
Tabelle 2	Prognosefehlerstandardabweichung (RMSE) für die Änderungsrate der Baupreise, stochastische Simulation in Prozentpunkten	23
Tabelle 3	Materialknappheit, Baupreise und gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung für ausgewählte Jahre	26
Tabelle 4	Reaktion der Baupreise auf eine Veränderung zentraler Größen in %	28
Tabelle 5	Prognosefehler der indikatorengestützten Modelle – Pseudo-out-of-Sample RMSE 2006 - 2023	40
Tabelle 6	Verwendung von Prognosen externer Institutionen für die exogenen Größen des Baupreisprognosemodells	43
Tabelle 7	Verwendete Indikatoren der indikatorengestützten Modelle	49