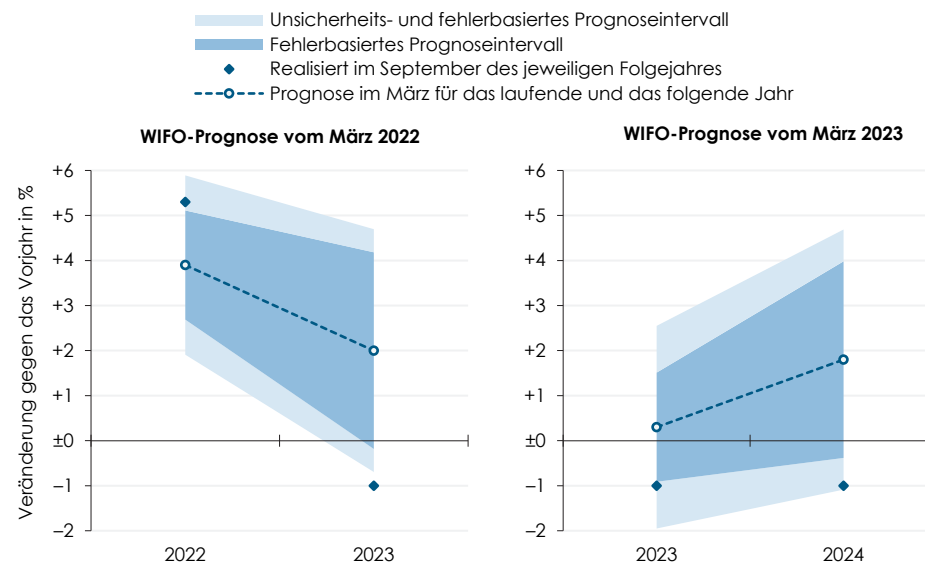


Unsicherheitsabhängige Konfidenzintervalle für WIFO-Konjunkturprognosen

Christian Glocker, Serguei Kaniovski

- Dieser Beitrag stellt eine Methode vor, mit der das WIFO die Konfidenzintervalle für seine Konjunkturprognosen bestimmt.
- Die Methode koppelt Konfidenzintervallbreiten direkt an Unsicherheitsmaße.
- Eine höhere unternehmerische und wirtschaftspolitische Unsicherheit verbreitert die Intervalle systematisch.
- Der Einsatz unsicherheitsabhängiger Konfidenzintervalle erleichtert und verbessert die kontextsensitive Kommunikation der Prognoseergebnisse.

Unsicherheitsintervalle für die Prognose des realen Bruttoinlandsproduktes



"Unsicherheitsabhängige Konfidenzintervalle ermöglichen eine verbesserte Einbettung einer Prognose in das jeweilige, unterschiedlich unsichere Umfeld."

Die Abbildung vergleicht ein traditionelles fehlerbasiertes Konfidenzintervall mit einem unsicherheitsabhängigen. Letzteres ermöglicht eine realitätsnähere Darstellung der zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung vorherrschenden Unsicherheit (Q: WIFO. Berechnet auf Grundlage früherer Prognosefehler (fehlerbasiertes Intervall) bzw. unter zusätzlicher Berücksichtigung der unternehmerischen und wirtschaftspolitischen Unsicherheit (Abschätzbarkeit der Geschäftslage in der Sachgüterzeugung gemäß WIFO-Konjunkturtest, Index zur wirtschaftspolitischen Unsicherheit für Deutschland laut Economic Policy Uncertainty und S&P 500 Volatilitätsindex VIX laut Chicago Board Options Exchange – CBOE)).

Unsicherheitsabhängige Konfidenzintervalle für WIFO-Konjunkturprognosen

Christian Glocker, Serguei Kaniovski

Unsicherheitsabhängige Konfidenzintervalle für WIFO-Konjunkturprognosen

Dieser Beitrag entwickelt eine Methode zur Bestimmung von Konfidenzintervallen für makroökonomische Prognosen, die quantitative Unsicherheitsmaße – etwa umfragebasierte Indikatoren, die Aktienmarktvolatilität und Kennzahlen zur wirtschaftspolitischen Unsicherheit – unmittelbar berücksichtigt. Dadurch passt sich die Intervallbreite systematisch an die jeweils herrschende Unsicherheit an. Da der Ansatz informativere und kontextsensitivere Aussagen ermöglicht als traditionelle statische Verfahren, die allein auf vergangenen Prognosefehlern beruhen, erleichtert und verbessert er die Kommunikation der Prognoseergebnisse. Eine empirische Anwendung auf frühere WIFO-Konjunkturprognosen belegt seinen Mehrwert.

Uncertainty-dependent Confidence Intervals for WIFO Economic Outlooks

This paper proposes a methodology for constructing confidence intervals for macroeconomic forecasts that directly incorporate quantitative measures of uncertainty – such as survey-based indicators, stock market volatility, and economic policy uncertainty. As a result, the interval width systematically adjusts to the prevailing uncertainty conditions. Since the approach enables more informative and context-sensitive statements than traditional, static methods that rely solely on past forecast errors, it facilitates and improves the communication of forecast results. An empirical application to past WIFO Economic Outlooks demonstrates its added value.

JEL-Codes: C32, C53, C40, E37 • **Keywords:** Konfidenzintervalle, Prognosefehler, Unsicherheit, SUR

Begutachtung: Thomas Url • **Wissenschaftliche Assistenz:** Astrid Czaloun (astrid.czaloun@wifo.ac.at) • Abgeschlossen am 16. 10. 2025

Kontakt: Christian Glocker (christian.glocker@wifo.ac.at), Serguei Kaniovski (serguei.kaniovski@wifo.ac.at)

1. Einleitung

Die Jahre nach der COVID-19-Pandemie waren von beispiellosen wirtschaftlichen Turbulenzen geprägt: Geopolitische Spannungen, politische Unwägbarkeiten sowie Besorgnis hinsichtlich der Versorgungssicherheit mit Vorleistungsgütern und Energie resultierten im Zusammenspiel in einem historisch hohen Niveau an Unsicherheit. Gemäß der Realoptionstheorie belastet eine derart ausgeprägte Unsicherheit unmittelbar die Realwirtschaft, indem sie Konsum- und Investitionsentscheidungen verzögert (siehe Dixit & Pindyck, 1994). Zugleich erschwert sie die Beurteilung der Konjunkturaussichten und verringert zwangsläufig die Genauigkeit makroökonomischer Prognosen.

Dieser Beitrag skizziert einen Ansatz, um quantitative Unsicherheitsmaße – wie etwa umfragebasierte Indikatoren wahrgenommener Unsicherheit, die Aktienmarktvolatilität und Indizes zur wirtschaftspolitischen Unsicherheit – systematisch in die Konstruktion von Konfidenzintervallen für makroökonomische Prognosen zu integrieren. Im Gegensatz zu gängigen Ansätzen wird dabei die Breite der Konfidenzintervalle laufend an die jüngsten Werte dieser Unsicherheitsmaße angepasst. Dies führt zu breiteren Intervallen in

Phasen erhöhter Unsicherheit und zu schmalen Intervallen, wenn die Unsicherheit gering ist.

Die Motivation, einen alternativen Ansatz zu entwickeln, speist sich aus den anhaltenden Herausforderungen, mit denen sowohl die Wissenschaft als auch die Prognostik konfrontiert sind. Die Prognosegenauigkeit wird regelmäßig durch eine Vielzahl von Faktoren beeinträchtigt. Dazu zählen wiederholte Revisionen amtlicher Statistiken und allgemeine Probleme mit der Datenqualität, widersprüchliche Ergebnisse unterschiedlicher Umfrageinstrumente, unvorhergesehene exogene Schocks unterschiedlicher Intensität sowie endogene wirtschaftspolitische Reaktionen, die durch die Prognosen selbst ausgelöst werden. Diese Schwierigkeiten führen häufig zu erheblichen Prognosefehlern, insbesondere in wirtschaftlich herausfordernden Zeiten, also gerade dann, wenn präzise Prognosen am wichtigsten, die potenziellen Kosten von Fehlern besonders gravierend sind und die mediale Aufmerksamkeit erhöht ist.

Vor diesem Hintergrund sind zahlreiche Prognoseeinrichtungen dazu übergegangen, ihre Vorhersagen mit Konfidenzintervallen zu versehen¹⁾. In der Regel werden solche Intervalle ausschließlich auf der Grundlage vergangener Prognosefehler konstruiert, häufig mechanisch auf die aktuelle Prognose angewendet und zumeist in Form sogenannter Fächerdiagramme ("Fan Charts") dargestellt, welche die jeweilige Prognoseunsicherheit grafisch veranschaulichen (Razi & Loke, 2017).

Diese konventionellen Verfahren zur Konstruktion von Konfidenzintervallen berücksichtigen zwar die Streuung früherer Prognosefehler, aber keine Indikatoren für die von Wirtschaftsakteuren – privaten Haushalten und Unternehmen – empfundene Unsicherheit zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung. Dies ist aus mindestens zwei Gründen bemerkenswert: Erstens sprechen Prognostiker:innen in ihren Texten die Unsicherheit an, beschränken sich dabei jedoch auf eine verbale Darlegung. Zweitens greifen sie bei der Erstellung ihrer Vorhersagen routinemäßig auf Daten aus Haushalts- und Unternehmensumfragen zurück, welche gezielte Fragen zur Einschätzung der Unsicherheit beinhalten. Im seit 1996 durchgeführten WIFO-Konjunkturtest sollen die befragten Unternehmen z. B. regelmäßig angeben, wie gut sie die zukünftige Entwicklung ihrer Geschäftslage abschätzen können, wobei vier Auswahlmöglichkeiten (leicht, einigermaßen leicht, einigermaßen schwer, schwer) vorgegeben sind (Glocker & Hölzl, 2022).

Darauf aufbauend erstellt das WIFO einen Unsicherheitsindikator, auf den u. a. die WIFO-Monatsberichte vierteljährlich eingehen (siehe etwa Hölzl et al., 2025, in diesem

Heft). Ein geringes Maß an wahrgenommener Unsicherheit kann sowohl in Expansionsphasen auftreten, wenn die Unternehmen einhellig von einer Verbesserung der Geschäftslage ausgehen, als auch in Rezessionsphasen, wenn sie mehrheitlich eine Verschlechterung erwarten. Da auf Unternehmensumfragen gründende Indikatoren – wie etwa der WIFO-Konjunkturklimaindex, oder Einkaufsmanagerindizes – eine zentrale Rolle in der Erstellung von Konjunkturprognosen spielen, wirkt sich die in den Antworten gespiegelte Unsicherheit unmittelbar auf die Prognosegenauigkeit aus. Ein hohes Maß an wahrgenommener unternehmerischer Unsicherheit verringert den Informationsgehalt dieser Indikatoren und vergrößert somit die Prognosefehler (siehe Glocker & Hölzl, 2022). Umgekehrt steigert ein geringes Maß an Unsicherheit die Zuverlässigkeit und führt zu präziseren Prognosen.

Die Breite des Konfidenzintervalls sollte sich daher systematisch am jeweiligen, zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung herrschenden Niveau subjektiv empfundener Unsicherheit von privaten Haushalten und Unternehmen orientieren. Dieser Ansatz erlaubt es, Prognosen in einem Wahrscheinlichkeitsbereich zu verorten, der das gegenwärtige Umfeld bzw. die Unsicherheit explizit widerspiegelt. Indem sie Indikatoren der wahrgenommenen Unsicherheit in die Konstruktion von Konfidenzintervallen einbeziehen, können Prognostiker:innen die bedingte Aussagekraft ihrer Vorhersagen präziser kommunizieren, das zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung vorherrschende Informationsumfeld adäquat berücksichtigen und es nach außen hin objektiver darstellen.

2. Technische Details zur Methode

Das WIFO erstellt viermal jährlich – jeweils im März, Juni, September und Dezember – Konjunkturprognosen für das laufende sowie für das darauffolgende Kalenderjahr. Der Prognosefehler sei definiert als

$$(1) \quad \varepsilon_{t+h|t,m} = y_{t+h|t,m} - y_{t+h}$$

wobei $m \in \{M, J, S, D\}$ den Prognoseerstellungszeitpunkt (März, Juni, September, Dezember) innerhalb des Jahres t angibt. $y_{t+h|t,m}$ bezeichnet die Prognose der Variable y für den Zeitpunkt $t+h$, erstellt im Monat m des Jahres t . y_{t+h} bezeichnet die entsprechende Realisierung, hier die erste amtliche Datenveröffentlichung (erste VGR-Jahresrechnung, publiziert im September des Folgejahres). Das Paar (t, m) bezeichnet also die im Monat m des Jahres t erstellte Prog-

nose für das Jahr $t+h$. Im Fall der WIFO-Prognosen werden zwei Horizonte betrachtet: $h=0$ (das laufende Jahr) und $h=1$ (das Folgejahr).

Die Varianz der vergangenen Prognosefehler am Horizont h und für den Prognoseerstellungsmonat m über den Stichprobenzeitraum t ergibt sich somit aus

$$(2) \quad \sigma_{h,m}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{t+h|t,m}^2$$

wobei unterstellt wird, dass $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{t+h|t,m} = 0$ ist, d. h. die Prognosefehler im Mittel null sind (Schuster, 2024). Der Parameter T umfasst die Anzahl an Jahren, die zur Ermittlung der Fehlervarianz betrachtet werden (in unserem Fall $T=27$, von 1996 bis 2023).

¹⁾ So etwa die Bank of England, das Institut national de la statistique et des études économiques du Grand-Duché de Luxembourg (STATEC), wie in Kaniowski (2019) beschrieben, die Tschechische

Nationalbank, die Zentralbank von Mexiko, die Zentralbank Russlands, die Bank von Spanien und die Zentralbank von Chile.

Traditionell wird aus der Varianz der vergangenen Prognosefehler ($\sigma_{h,m}^2$) die Standardabweichung ($\sigma_{h,m}$) berechnet, um daraus in der Folge ein $(1 - \alpha)$ %-Konfidenzintervall für $y_{t+h|t,m}$ zu bilden:

$$(3) \quad \text{KI}_U^O(h, m) = y_{t+h|t,m} \pm \kappa \sigma_{h,m},$$

wobei $\kappa \geq 0$ der kritische Wert für das gewünschte Konfidenzniveau ist. Dieses Vorgehen bestimmt die Intervallbreite ausschließlich auf der Grundlage früherer Prognosefehler, ignoriert jedoch zeitnah verfügbare Informationen, die das Ausmaß der Prognoseunsicherheit beschreiben könnten²⁾.

2.1 Verknüpfung von Prognosefehlern und Unsicherheitsindikatoren

Im Folgenden wird ein Zusammenhang zwischen der Fehlervarianz $\sigma_{h,m}^2$ und einem Unsicherheitsindikator $\zeta_{t,m}$ hergestellt. Zentral ist dabei, dass statt dem durchschnittlichen quadrierten Prognosefehler ($\sigma_{h,m}^2$) der zeitpunktspezifische quadrierte Prognosefehler ($\varepsilon_{t+h|t,m}^2$) verwendet wird. Zusätzlich ist eine systematische Abhängigkeit zwischen dem quadrierten Prognosefehler $\varepsilon_{t+h|t,m}^2$ und $\zeta_{t,m}$ zulässig:

$$(4) \quad \varepsilon_{t+h|t,m}^2 = \alpha_{h,m} + \beta (\zeta_{t,m} - \bar{\zeta}) + u_{t,m},$$

wobei $\bar{\zeta}$ den Stichprobenmittelwert von $\zeta_{t,m}$ bezeichnet und $u_{t,m}$ ein Störterm mit dem Erwartungswert null ist. Der Parameter $\alpha_{h,m}$ hängt vom Prognosehorizont h und dem Prognoseerstellungsmonat m ab. Wendet man den Operator $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T$ auf Gleichung (4) an, so folgt unter Verwendung von Gleichung (2): $\alpha_{h,m} = \sigma_{h,m}^2$. Damit lässt sich Gleichung (4) umschreiben zu:

$$(5) \quad \varepsilon_{t+h|t,m}^2 = \sigma_{h,m}^2 + \beta (\zeta_{t,m} - \bar{\zeta}) + u_{t,m},$$

wobei $\hat{\sigma}_{h,m}^2 \geq 0$ und $\hat{\beta} \geq 0$ erwartet werden. Dieses lineare Regressionsmodell lässt sich mit Standardverfahren schätzen. Bezeichnen $\hat{\sigma}_{h,m}^2$ und $\hat{\beta}$ die Punktschätzer der Regressionskoeffizienten, so lautet der vorhergesagte quadrierte Prognosefehler:

$$(6) \quad \hat{\varepsilon}_{t+h|t,m}^2 = \hat{\sigma}_{h,m}^2 + \hat{\beta} (\zeta_{t,m} - \bar{\zeta}).$$

In einem zweiten Schritt wird in Gleichung (3) der Durchschnitt der quadrierten Prognosefehler ($\sigma_{h,m}^2$) durch dessen zeitpunktspezifischen Wert ($\hat{\varepsilon}_{t+h|t,m}^2$) aus Gleichung (6) ersetzt. Daraus erhält man folgendes modifiziertes Konfidenzintervall:

$$(7) \quad \text{KI}_U^O(h, m) = y_{t+h|t,m} \pm \kappa \sqrt{\hat{\sigma}_{h,m}^2 + \hat{\beta} (\zeta_{t,m} - \bar{\zeta})}.$$

²⁾ Bei einer fortlaufenden Prognoseerstellung führt das sequenzielle Hinzufügen neuer Beobachtungen

Ein positiver $\hat{\beta}$ -Wert drückt den Umstand aus, dass eine höhere Unsicherheit mit größeren Prognosefehlern einhergeht. Liegt $\zeta_{t,m}$ über seinem langjährigen Mittel, verbreitert sich das Intervall; liegt es darunter, verengt es sich entsprechend. Damit ergeben sich Konfidenzintervalle, deren Breite systematisch mit dem jeweils herrschenden Ausmaß an Unsicherheit variiert. Dies ermöglicht im Gegensatz zu einem statischen, rein vergangenheitsbasierten Ansatz eine kontextsensitive Abbildung der Prognoseunsicherheit.

2.2 Praktische Anwendung

In der praktischen Anwendung wird $\zeta_{t,m}$ zu einem Vektor erweitert und es werden drei empirische Unsicherheitsmaße betrachtet:

- Erstens, die unternehmerische Unsicherheit ($\zeta_{t,m,U}$), gemessen anhand der oben dargestellten Frage aus dem WIFO-Konjunkturtest zur Abschätzbarkeit der künftigen Geschäftslage, bezogen auf Unternehmen in der Sachgütererzeugung;
- zweitens, die wirtschaftspolitische Unsicherheit ($\zeta_{t,m,P}$), gemessen anhand des Economic Policy Uncertainty Index für Deutschland (als wichtigstem Handelspartner), und
- drittens, die finanzmarktbezogene (weltweite) Unsicherheit ($\zeta_{t,m,F}$), gemessen durch den VIX-Index (implizite Volatilität des Aktienindex Standard & Poors 500).

Jedes dieser Unsicherheitsmaße spiegelt eine bestimmte Dimension der wirtschaftlichen Unsicherheit wider, die nachweislich sowohl für das reale BIP-Wachstum als auch für die Genauigkeit makroökonomischer Prognosen relevant ist (Camacho & Garcia-Serrador, 2014). Unter Verwendung dieser drei Unsicherheitsmaße einerseits und der Prognosefehler $\varepsilon_{t+h|t,m}$ andererseits, wird Gleichung (5) geschätzt; die Schätzergebnisse (auf Basis einer "Seemingly Unrelated Regression"-Schätzung – SUR) sind in Übersicht 1 dargestellt; weitere technische Details erläutern Glocker und Kaniovski (2025). Die geschätzte Varianz $\hat{\sigma}_{h,m}^2$ steigt mit der Länge des Prognosehorizonts h , während sie über die jeweiligen Prognoseerstellungsmonate m hinweg abnimmt. Formal gilt für jedes m , dass $\sigma_{h+1,m}^2 > \sigma_{h,m}^2$, und für jedes h , dass $\sigma_{h,m}^2 > \sigma_{h,m+1}^2$. Die Varianz der Prognosefehler erhöht sich somit mit zunehmendem Prognosehorizont, verringert sich jedoch mit Fortschreiten des Prognoseerstellungszeitpunktes im Laufe eines Jahres.

Von gleicher Bedeutung wie die Fehlervarianzen sind die geschätzten Steigungskoeffizienten der verschiedenen Unsicherheitsmaße. Alle drei Schätzwerte sind positiv, was belegt, dass eine höhere Unsicherheit – sei

($T, T+1, \dots$) zwangsläufig zu einer zeitvariablen Standardabweichung.

Der hier vorgeschlagene Ansatz zur Bestimmung des Konfidenzintervalls verknüpft vergangene Prognosefehler mit einem Unsicherheitsmaß.

sie unternehmerischer, finanzmarktbezogener oder wirtschaftspolitischer Art – größere quadrierte Prognosefehler nach sich zieht.

Dies verdeutlicht die wachsenden Schwierigkeiten, vor denen Prognostiker:innen in Phasen erhöhter Unsicherheit stehen.

Übersicht 1: **Schätzwerte für $\hat{\sigma}_{h,m}^2$ und β für verschiedene Unsicherheitsmaße**

Unbedingte Fehlervarianz $\hat{\sigma}_{h,m}^2$		Steigungskoeffizient $\hat{\beta}_k$	
$\hat{\sigma}_{0,M}^2$	0,72**	Abschätzbarkeit der Geschäftslage in der Sachgütererzeugung	0,043**
$\hat{\sigma}_{0,J}^2$	0,44	Index zur wirtschaftspolitischen Unsicherheit in Deutschland	0,008**
$\hat{\sigma}_{0,S}^2$	0,33	S&P 500 Volatilitätsindex VIX	0,072**
$\hat{\sigma}_{0,D}^2$	0,27		
$\hat{\sigma}_{1,M}^2$	2,58**		
$\hat{\sigma}_{1,J}^2$	2,50***		
$\hat{\sigma}_{1,S}^2$	1,91**		
$\hat{\sigma}_{1,D}^2$	1,18**		

Q: WIFO-Konjunkturtest, CBOE, Economic Policy Uncertainty; WIFO-Berechnungen. h, m : Prognose für das laufende ($h = 0$) bzw. das folgende Jahr ($h = 1$) in den Monaten März ($m = M$), Juni ($m = J$), September ($m = S$) und Dezember ($m = D$). *** . . . signifikant auf einem Niveau von 1%, ** . . . signifikant auf einem Niveau von 5%. Basierend auf einer "Seemingly Unrelated Regression"-Schätzung (SUR; Schätzzeitraum 1996 bis 2019), für Details siehe Glocker & Kaniovski (2025).

In der Gesamtschau unterstreichen diese Ergebnisse sowohl die Relevanz von Unsicherheitsmaßen zur Erklärung der Schwankungen in den quadrierten Prognosefehlern als auch die Eignung von Unsicherheitsmaßen zur Bestimmung der Breite von Konfidenzintervallen. Im Folgenden wird im Detail beschrieben, welche Implikationen dies für die Festlegung der Konfidenzintervalle hat.

2.3 Das unsicherheitsabhängige Konfidenzintervall

Für die unternehmensbezogene Unsicherheit gemäß WIFO-Konjunkturtest ergibt die Schätzung des entsprechenden Steigungsparameters (β_U) den Wert 0,043. Daraus resultiert folgender marginaler Effekt des unternehmensspezifischen Unsicherheitsniveaus auf die Breite des Konfidenzintervalls:

$$(8) \quad \frac{\partial \text{KI}_U^B(h, m)}{\partial \zeta_{i, m, U}} = \pm \kappa \frac{\hat{\beta}_U}{2 \sqrt{\hat{\sigma}_{h, m}^2 + \sum_{i \in \{U, F, P\}} \hat{\beta}_i (\zeta_{i, m, i} - \bar{\zeta}_i)}}.$$

Setzt man dabei $\kappa = 1$, $\zeta_{i, 1} = \bar{\zeta}_i \forall i \in \{U, F, P\}$ sowie $h = 0$ und $m = M$ (Prognose im März für das laufende Jahr), so ergibt sich ein Wert von $\pm 0,03$. In einfachen Worten bedeutet dies: Steigt der Unsicherheitsindikator um einen Indexpunkt, so vergrößert sich die Breite des Konfidenzintervalls der BIP-Prognose für das laufende Jahr um insgesamt 0,06 Prozentpunkte.

Abbildung 1 veranschaulicht die Anwendung unsicherheitsabhängiger Konfidenzintervalle am Beispiel der BIP-Prognosen des WIFO vom März 2022 und März 2023. Dazu wurden die Intervalle gemäß Gleichung (7) unter Verwendung der zum jeweiligen Prognosezeitpunkt gemessenen Werte der drei Unsicherheitsindikatoren berechnet. Die re-

sultierenden Intervalle sind für die Prognose der BIP-Entwicklung im laufenden Jahr ($h = 0$) sowie im Folgejahr ($h = 1$) als lichtblaue Bereiche dargestellt. Zum Vergleich werden in dunklerem Blau zusätzlich die auf dem traditionellen Ansatz gemäß Gleichung (3) beruhenden, schmälere Intervalle ausgewiesen.

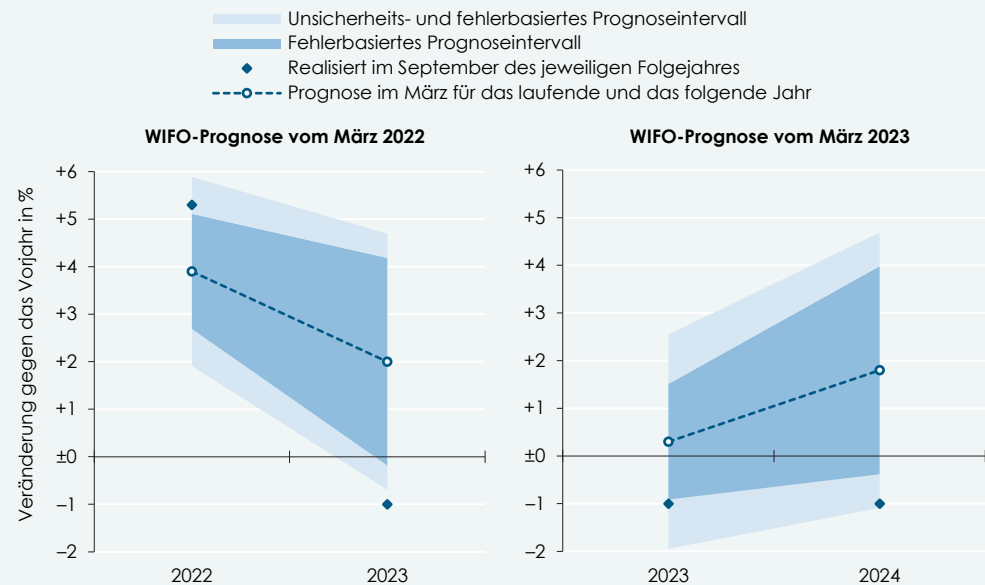
Das WIFO war in seinen März-Prognosen für die letzten drei Jahre tendenziell zu optimistisch, sowohl für das laufende Jahr ($h = 0$) als auch für das jeweilige Folgejahr ($h = 1$). Entscheidend ist jedoch der Vergleich der abgeleiteten Konfidenzintervalle: Die traditionellen Intervalle auf Basis von $\kappa = 1$ (68%-Konfidenzniveau) schließen die realisierten Werte häufig nicht ein. Mit anderen Worten, sie bilden das zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung herrschende Unsicherheitsniveau nicht adäquat ab. Demgegenüber sind die unsicherheitsabhängigen Intervalle deutlich breiter. Dies ist eine direkte Folge der hohen Unsicherheit zu den Prognosezeitpunkten, die in die Bestimmung der Intervallbreite eingeht. Die unsicherheitsabhängigen Intervalle schließen die realisierten BIP-Werte in drei von vier Fällen ein.

Das Beispiel unterstreicht den unmittelbaren Vorteil unsicherheitsabhängiger Konfidenzintervalle für die Kommunikation von Prognoseergebnissen: Mit ihrer Hilfe lässt sich die Prognoseunsicherheit besser und realitätsnäher abbilden. Dies verdeutlicht das Potenzial unsicherheitsabhängiger Intervalle als transparentes und robustes Instrument, um die Aussagekraft makroökonomischer Prognosen in unterschiedlichen wirtschaftlichen Kontexten besser der breiten Öffentlichkeit zu vermitteln.

Eine höhere Unsicherheit mündet in breiteren Intervallen.

Unsicherheitsabhängige Konfidenzintervalle hätten die realisierte BIP-Entwicklung in den letzten Jahren besser abgebildet als rein fehlerbasierte.

Abbildung 1: Unsicherheitsintervalle für die Prognose des realen Bruttoinlandsproduktes



Q: WIFO. Berechnet auf Grundlage früherer Prognosefehler (fehlerbasiertes Intervall) bzw. unter zusätzlicher Berücksichtigung der unternehmerischen und wirtschaftspolitischen Unsicherheit (Abschätzbarkeit der Geschäftslage in der Sachgütererzeugung gemäß WIFO-Konjunkturtest, Index zur wirtschaftspolitischen Unsicherheit für Deutschland laut Economic Policy Uncertainty und S&P 500 Volatilitätsindex VIX laut Chicago Board Options Exchange – CBOE).

3. Diskussion

Eine einfache Verbreiterung der Konfidenzintervalle im traditionellen Ansatz ist aus mehreren Gründen abzulehnen.

Eine naheliegende Alternative zum oben skizzierten Vorgehen bestünde darin, den Wert von κ im traditionellen Ansatz (Gleichung (3)) pauschal zu erhöhen, um die Intervalle allgemein zu verbreitern. Auch wenn dies die Abdeckung der Realisierungen verbessern kann, ist dieser Ansatz mit Nachteilen verbunden:

- Die Verbreiterung erfolgt unspezifisch, d. h. unabhängig vom tatsächlichen Unsicherheitsniveau zum Prognosezeitpunkt. In Phasen geringer Unsicherheit – und damit vergleichsweise kleiner Prognose-schwierigkeiten – würden dadurch deutlich zu breite Intervalle entstehen, die den Informationswert der Prognose schmälern. Übermäßig breite Intervalle könnten in der Öffentlichkeit den Eindruck mangelnder Präzision erwecken und die Glaubwürdigkeit der Prognose schwächen.
- Eine pauschale Anpassung von κ blendet die empirisch nachgewiesene Heterogenität der Prognosefehler in Abhängigkeit vom Unsicherheitsniveau aus. Die Prognostik würde daher auf wertvolle, zeitpunktspezifische Information verzichten.
- Im Gegensatz zum unsicherheitsabhängigen Ansatz reagiert die reine Erhöhung von κ nicht dynamisch auf Veränderungen im wirtschaftlichen Umfeld und verfehlt so das Ziel einer kontextsensitiven

Kommunikation der Prognoseunsicherheit.

Aus diesen Gründen erscheint ein unsicherheitsabhängig justiertes Konfidenzintervall einer pauschalen Anpassung des kritischen Wertes κ klar überlegen, zumal es zu einer präziseren, situationsgerechten und damit glaubwürdigeren Darstellung der Prognoseunsicherheit beiträgt. Aus Sicht der Autoren liegt darin der zentrale Mehrwert dieses Ansatzes: Er ermöglicht eine klare und nachvollziehbare Darstellung der inhärenten Unsicherheit, mit der Prognostiker:innen bei der Erstellung ihrer Vorhersagen konfrontiert sind, und erleichtert es den Nutzer:innen somit entscheidend, die Verlässlichkeit von Konjunkturprognosen adäquat einzuschätzen.

Abschließend sei darauf hingewiesen, dass unsicherheitsabhängige Konfidenzintervalle nicht dazu dienen sollen, ungenaue Prognosen durch eine künstliche Verbreiterung der Intervalle in einem besseren Licht erscheinen zu lassen. Vielmehr sollen sie die zum jeweiligen Prognosezeitpunkt wahrgenommene Unsicherheit quantifizieren und unmittelbar mit der Vorausschau verknüpfen. Das WIFO wird auch weiterhin eine Punktprognose anstreben, die – basierend auf den verfügbaren Daten – möglichst nahe an der späteren Realisierung liegt und deren Abweichungen (Prognosefehler) keine systematischen Muster aufweisen.

4. Literaturhinweise

- Camacho, M., & Garcia-Serrador, A. (2014). The Euro-Sting Revisited: The usefulness of financial indicators to obtain euro area GDP forecasts. *Journal of Forecasting*, 33(3), 186-197. <https://doi.org/10.1002/for.2284>.
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press.
- Glocker, C., & Hölzl, W. (2022). A direct measure of subjective business uncertainty. *German Economic Review*, 23(1), 121-155. <https://doi.org/10.1515/ger-2021-0025>.
- Glocker, C., & Kaniovski, S. (2025). Enhancing Macroeconomic Forecasts with Uncertainty-Informed Intervals. *WIFO Working Papers*, (710). <https://www.wifo.ac.at/publication/pid/62151322>.
- Hölzl, W., Bierbaumer, J., Klien, M., & Kügler, A. (2025). Stabilisierung der Konjunktüreinschätzungen zu Sommerbeginn. Ergebnisse der Quartalsbefragung des WIFO-Konjunkturtests vom Juli 2025. *WIFO-Monatsberichte*, 98(8), 421-431. <https://www.wifo.ac.at/publication/pid/61868925>.
- Hölzl, W., Bierbaumer, J., Klien, M., & Kügler, A. (2025). Konjunktüreinschätzungen kaum verändert. Ergebnisse der Quartalsbefragung des WIFO-Konjunkturtests vom Oktober 2025. *WIFO-Monatsberichte*, 98(11), 595-604. <https://www.wifo.ac.at/publication/pid/64554503>.
- Kaniovski, S. (2019). Probability intervals for STATEC forecasts. *Working papers du STATEC*, (107). <https://statistiques.public.lu/en/publications/series/economie-statistiques/2019/107-2019.html>.
- Razi, A., & Loke, P. L. (2017). Fan Chart: The art and science of communicating uncertainty. *IFC Bulletin*, (43). <https://www.bis.org/ifc/publ/ifcb43.htm>.
- Schuster, P. (2024). *Evaluation of economic forecasts for Austria – An update for the years 2005 to 2023*. Fiskalrat. https://www.fiskalrat.at/dam/jcr:b7771b07-c030-4998-b507-0d16466c541a/2024_Macroforecast_Evaluation_Study_Final.pdf.