

Sandra Bilek-Steindl, Petra Sauer, Marcus Scheiblecker

Analyse von Revisionen der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung in Österreich

Das WIFO berechnet das österreichische BIP auf Vierteljahresbasis und revidiert diese VGR bei der jeweils nächsten Schätzung. Diese Revisionen liefern gemäß einer eingehenden Analyse keine systematische Über- oder Unterschätzung, sie sind also "unverzerrt". Für die einzelnen Komponenten gilt dies aber nicht generell: Besonders hohe und verzerrte Revisionen sind in den Bereichen Außenhandel und Investitionen festzustellen. Die Verkürzung der Veröffentlichungstermine (von 90 Tagen auf 70 Tage nach Ablauf eines Quartals) beeinträchtigte wie auch die Einführung von Schnellschätzungen (nach 45 Tagen) die Qualität der Quartalsrechnung nicht, vielmehr wurden die erforderlichen Revisionen über die Zeit sogar kleiner.

Der Artikel fasst eine vom Jubiläumsfonds der OeNB geförderte Studie des WIFO zusammen: Sandra Steindl, Petra Sauer, An Evaluation of Revisions and Quality Aspects of Austrian Quarterly GDP Publications (51 Seiten, http://www.wifo.ac.at/www/jsp/index.jsp?fid=23923&id=37201&typeid=8&display_mode=2) • Begutachtung: Gerhard Rüstler • Statistische Assistenz: Nora Popp • E-Mail-Adressen: Sandra.Bilek-Steindl@wifo.ac.at, Marcus.Scheiblecker@wifo.ac.at

Die vierteljährliche BIP-Berechnung ist die umfangreichste unterjährig verfügbare konsistente Wirtschaftsstatistik. Sie liefert wichtige Informationen für rasche Reaktionen der Wirtschaftspolitik, zur Beurteilung des aktuellen Konjunkturgeschehens und zur Erstellung von Prognosen. Um diesen Ansprüchen gerecht zu werden, sollen die Ergebnisse der Quartalsrechnung – wie andere Wirtschaftsstatistiken auch – drei Qualitätsaspekte erfüllen: rasche Verfügbarkeit, Genauigkeit und Zuverlässigkeit¹⁾. Die vorliegende Arbeit analysiert die Dimension der Zuverlässigkeit der Revisionen der vierteljährlichen VGR für Österreich.

Einerseits sind Revisionen unerlässlich, da sie neue Informationen in den Datenkörper einbringen. Andererseits kann die Verwendung ungeeigneter Schätzmethode oder fehlerhafter Datenquellen das Revisionsausmaß erhöhen. Mit Revisionsanalysen können solche Probleme aufgezeigt werden. Ihr Nutzen wird durch zwei Faktoren begründet:

- Die Veröffentlichung des in der Vergangenheit beobachteten Revisionsausmaßes informiert die Nutzer über die Zuverlässigkeit der Statistik (IMF, 2001, Eurostat, 2008). Eine Revisionsanalyse macht den vorläufigen und eventuell unsicheren Charakter einer Statistik deutlich und ist ein wichtiger Faktor für Entscheidungen, die auf diesen Daten basieren.
- Den Produzenten der Statistiken liefert die Revisionsanalyse wichtige Informationen über Möglichkeiten zur Verbesserung der Schätzmethode oder der zugrundeliegenden Daten.

Zum Revisionsausmaß von Daten der vierteljährlichen VGR in den OECD-Ländern liegen mit McKenzie (2006), DESTATIS (2007), Meader (2007), OECD (2007), ECB (2008, 2009) einige neuere Arbeiten vor. Die Arbeit der ECB (2008) untersucht auch für Österreich die vierteljährliche BIP-Schätzung (einschließlich der seit 2005 erstellten

Analysen des Revisionsverhaltens der vierteljährlichen VGR liefern sowohl für Datennutzer als auch für Datenproduzenten wichtige Informationen über die Qualität der Daten.

¹⁾ Im Zusammenhang mit der statistischen Qualitätsanalyse bezieht sich das Maß der Genauigkeit auf die Übereinstimmung zwischen dem gemessenen und dem wahren Wert. Da dieser wahre Wert in der Praxis kaum bestimmt werden kann, kommt dem Maß der Zuverlässigkeit größere Bedeutung zu. Dieses bezieht sich auf die Differenz zwischen dem ursprünglich gemessenen oder geschätzten und dem für die selbe Periode später ermittelten Wert (Di Fonzo, 2005).

Schnellschätzung) auf saison- und kalenderbereinigter Basis für den Zeitraum II. Quartal 2002 bis I. Quartal 2007. Während die Ergebnisse hinsichtlich der absoluten Revisionshöhe und deren Volatilität mit der vorliegenden Studie im Wesentlichen übereinstimmen, divergieren sie in Bezug auf die Feststellung einer systematischen Verzerrung der Ergebnisse. Dies könnte auf den unterschiedlichen Zeithorizont der Analysen zurückzuführen sein. Während die ECB (2008) nur die Zeitreihe des BIP analysiert, basiert die vorliegende Arbeit auf mehreren Datensets und längeren Reihen. Alle Datensets umfassen das BIP, die Hauptkomponenten der Verwendung sowie die Wertschöpfung der Sachgütererzeugung und die Beschäftigung. Diese Daten liegen nominell und real sowohl in unbereinigter Form als auch bereinigt um Saison- und Arbeitstageeffekte vor. Untersucht wurde die Zuverlässigkeit der Daten in der ersten Veröffentlichung (Echtzeitdaten) anhand unterschiedlicher quantitativer Indikatoren, wie sie etwa von einer Taskforce EZB-Eurostat (ECB – Eurostat, 2004) und in einem OECD-Workshop (OECD, 2004) empfohlen wurden.

Revisionspolitik und Beschreibung der Daten

Revisionspolitik

In Österreich werden mit jeder neuen VGR-Veröffentlichung die letzten Quartalswerte revidiert²⁾. Die Revisionen betreffen sowohl das laufende Jahr als auch das vorangegangene, soweit Statistik Austria noch keine Jahreswerte publiziert hat. Bis zum III. Quartal 2004 wurde die erste Berechnung jeweils 90 Tage nach Ablauf des Quartals publiziert ($t + 90$). Weil der Bedarf an immer aktuelleren Daten ständig steigt, werden die Ergebnisse seit dem IV. Quartal 2004 bereits 70 Tage nach Ablauf eines Quartals veröffentlicht ($t + 70$). Seit dem II. Quartal 2005 legt das WIFO zusätzlich 45 Tage nach Quartalsende eine VGR-Schnellschätzung (flash estimates) vor ($t + 45$). Seither ist die reguläre Quartalsrechnung ($t + 70$) die Zweitveröffentlichung und revidiert somit die Ergebnisse der Schnellschätzung. Die reguläre Quartalsrechnung wird dann ihrerseits anlässlich der Schnellschätzung für das nächste Quartal revidiert (Übersicht 1).

Übersicht 1: Zeitpläne für die Veröffentlichung der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung

	Erstveröffentlichung	
	Reguläre Quartalsrechnung	Schnellschätzung
	Tage nach Ablauf des Quartals	
III. Quartal 1999 bis III. Quartal 2004	$t + 90$	
IV. Quartal 2004, I. Quartal 2005	$t + 70$	
Seit dem II. Quartal 2005	$t + 70$	$t + 45$

Übersicht 2: Revisionen und inkrementelle Revisionen

	Revisionen	Inkrementelle (höherstufige) Revisionen ¹⁾	
	Erstveröffentlichung f_t	Zweitveröffentlichung s_t	Jahresveröffentlichung y_t
Zweitveröffentlichung s_t	$rs_t = s_t - f_t$		
Jahresveröffentlichung y_t	$ry_t = y_t - f_t$	$rsy_t = y_t - s_t$	
Letztveröffentlichung l_t	$rl_t = l_t - f_t$		$ryl_t = l_t - y_t$

¹⁾ Aus einer inkrementellen (höherstufigen) Revision kann auf den Beitrag der einzelnen Revisionschritte zum Gesamtausmaß der Revisionen geschlossen werden. r . . . Revision, f . . . Erstveröffentlichung, abhängig vom verwendeten Datenset Schnellschätzung oder reguläre Quartalsrechnung, s . . . Zweitveröffentlichung, y . . . Jahresveröffentlichung nach Einarbeitung der neuen Jahresergebnisse von Statistik Austria, l . . . Letztveröffentlichung (endgültiger Wert, hier Stand von März 2009).

Einmal pro Jahr veröffentlicht Statistik Austria Jahresergebnisse der VGR: seit 2005 jeweils im Juli, davor jeweils im Oktober. Nach der Veröffentlichung werden diese Wer-

²⁾ Zu Veröffentlichungsterminen und Revisionspolitik in der Quartalsrechnung siehe Scheiblecker – Steindl – Wüger (2007).

te in die WIFO-Quartalsrechnung eingearbeitet, sodass die Summe der Quartale den Jahreswerten von Statistik Austria entspricht. Dadurch verändern sich die Werte sowohl für das laufende Jahr als auch für alle von den Jahresrevisionen betroffenen früheren Jahre. Seit 2005 werden diese überarbeiteten Ergebnisse zugleich mit der Schnellschätzung für das II. Quartal im August veröffentlicht.

Für die vorliegende Studie wurden aus den bisherigen Veröffentlichungen der Quartalsrechnung Reihen von Echtzeitdaten (d. h. von jenen Daten, wie sie damals jeweils publiziert wurden) über den Zeitraum III. Quartal 1999 (erste vierteljährliche VGR mit modernen statistischen Methoden) bis IV. Quartal 2008 gewonnen. Weil sich die Veröffentlichungstermine über die Zeit geändert haben, wurden drei Datensets gebildet:

- Das Datenset 1 enthält ausschließlich Ergebnisse der regulären Quartalsrechnung ($t + 70$ bzw. $t + 90$). Sie werden hier auch als Erstveröffentlichungen betrachtet, und zwar auch für den Zeitraum nach dem II. Quartal 2005, ab dem auch eine Schnellschätzung verfügbar ist. Der vorliegende Beitrag befasst sich hauptsächlich mit Analysen dieses Datensets.
- Das Datenset 2 enthält eine Reihe von Erstveröffentlichungen aus der regulären Quartalsrechnung ($t + 70$ bzw. $t + 90$) und ab dem II. Quartal 2005 Erstveröffentlichungen aus der Schnellschätzung ($t + 45$). Die Reihe der Zweit-, Jahres- und Letztveröffentlichungen besteht ausschließlich aus Werten der regulären Quartalsrechnung.
- Das Datenset 3 umfasst die Ergebnisse der Schnellschätzung ($t + 45$) als Erstveröffentlichung und jene der regulären Quartalsrechnung ($t + 70$) als Zweit-, Jahres- und Letztveröffentlichungen. Da die Schnellschätzung erst seit dem II. Quartal 2005 berechnet wird, ist diese Zeitreihe mit lediglich 14 Beobachtungen noch zu kurz, um zuverlässige quantitative Analysen durchzuführen³⁾. Für dieses Datenset werden hier deshalb nur wenige Maßzahlen gebildet und interpretiert.

Neben dem BIP enthalten diese Datensets auch die Echtzeitdaten der Hauptkomponenten der Verwendungsseite der VGR, die Wertschöpfung der Sachgütererzeugung⁴⁾ sowie die Zahl der Beschäftigten, jeweils sowohl unbereinigt als auch um Saison- und Arbeitstageeffekte korrigiert sowie real und nominell. Die Analysen wurden auf Basis von Vorjahresveränderungsraten (unbereinigte Reihen) und Vorquartalsveränderungsraten (um Saison- und Arbeitstageeffekte bereinigte Reihen) durchgeführt.

Revisionen von bereinigten Zeitreihen lassen sich auf zwei voneinander nicht unabhängige Gründe zurückführen: Revisionen der unbereinigten Daten und die Methode der Saison- und Kalenderbereinigung (Mehrhoff, 2008). Die Originalreihen werden mit der TRAMO-SEATS-Methode um Saison- und Kalendereffekte korrigiert. Während die Struktur der zur Bereinigung verwendeten Zeitreihenmodelle nur einmal pro Jahr – nach Einarbeitung der Jahresergebnisse – ermittelt wird, werden deren Parameter aufgrund internationaler Empfehlungen laufend neu geschätzt. Für die Werte am aktuellen Rand ergibt sich ein zusätzlicher Revisionsbedarf dadurch, dass ihre Berechnung auf einer Prognose der nachfolgenden (bislang fehlenden) Werte beruht.

Um Qualität und Revisionsverhalten der österreichischen Quartalsrechnung zu analysieren, werden die Revisionen anhand verschiedener Kriterien untersucht. Die Auswahl der Bewertungsmaße folgt Empfehlungen von Eurostat, der EZB und von OECD-Workshops⁵⁾:

- Überwiegende Richtung (Verzerrung) von Revisionen (mittlere Revision MR),

³⁾ Statistics Canada schlägt zur Berechnung des mittleren Revisionsausmaßes eine Mindestlänge der Zeitreihe von 30 Beobachtungen vor (OECD, 2004).

⁴⁾ Die Sachgütererzeugung trägt rund ein Drittel zum österreichischen BIP bei. Ihre Entwicklung ist besonders konjunkturtauglich und liefert daher wichtige Informationen über den aktuellen Konjunkturverlauf.

⁵⁾ ECB – Eurostat (2004), OECD (2007), McKenzie – Tosetto – Fixler (2008).

Echtzeitdatensätze

Methoden

- Volatilität und Größe von Revisionen (Standardabweichung σ , mittlere absolute Revision MAR , relative mittlere absolute Revision $RMAR$),
- Revisionsgüte, gemessen an den Ungleichheitsanteilen der mittleren quadratischen Revision MSR ,
- Robustheit des Vorzeichens der zweiten Ableitung,
- Effizienz der ersten Veröffentlichungen ("News versus Noise").

Im Folgenden werden die hier verwendeten Bewertungsmaße vorgestellt, hinsichtlich ihrer formalen Definition wird auf den Anhang verwiesen.

Überwiegende Richtung (Verzerrung) von Revisionen

Die mittlere Revision (MR) gibt die durchschnittliche Revision zwischen der ersten und der späteren Veröffentlichung an. Ein positives Vorzeichen weist darauf hin, dass die erste Veröffentlichung tendenziell nach oben revidiert wird, ein negatives Vorzeichen bedeutet das Gegenteil. Erfolgen Revisionen etwa im gleichen Ausmaß nach oben und nach unten, dann liegt MR nahe bei Null. Revisionen (oder die ersten Veröffentlichungen) gelten dann als verzerrt, wenn die mittlere Revision signifikant von Null verschieden ist, wobei die Signifikanz mit einem Standard- t -Test überprüft wird. Liegt in den Zeitreihen der Revisionen Autokorrelation vor, dann wird – je nach Ordnung der Autokorrelation⁶⁾ – eine modifizierte t -Teststatistik berechnet (Di Fonzo, 2005). Für alle statistischen Tests wird ein 95%-Signifikanzniveau herangezogen.

Volatilität und Größe der Revisionen

Neben der möglichen Verzerrung geben auch Streuung und Größe von Revisionen Aufschluss über die Zuverlässigkeit der ersten Veröffentlichung. Die Streuung wird mit der Standardabweichung (σ) gemessen, für die Untersuchung der Größe von Revisionen werden mehrere Maßzahlen berechnet. Während für die mittlere Revision (MR) positive und negative Revisionen gegengerechnet werden, misst die mittlere absolute Revision (MAR) den Mittelwert der Absolutbeträge der Revisionen. Um die Größe der Revisionen zwischen den einzelnen VGR-Aggregaten oder über die Zeit vergleichen zu können, wird auch die relative mittlere absolute Revision ($RMAR$) berechnet. Dafür wird die MAR zur ersten Veröffentlichung der jeweiligen Zeitreihe in Relation gesetzt. Ein weiteres häufig verwendetes Bewertungsmaß ist die mittlere quadrierte Revision (MSR), d. h. der Mittelwert der Quadrate der Revisionen; größere Revisionen werden somit stärker gewichtet. Für alle genannten Maßzahlen gilt: Je geringer die Revision bzw. ihre Streuung ist, desto niedriger fallen sie aus.

Revisionsgüte

Gemäß Theil (1961) und Granger – Newbold (1973) kann die MSR in drei Ungleichheitsanteile zerlegt werden. Normiert auf 1 gilt:

$$(1) \quad 1 = UM + UR + UD.$$

Revisionen setzen sich aus einer systematischen und einer unsystematischen Komponente zusammen, wobei die unsystematische Komponente möglichst hoch sein soll. Revisionen, welche unsystematisch um Null schwanken, zeichnen sich durch einen niedrigen Verzerrungs- (UM) und Regressionsanteil (UR) aus, während der Störanteil (UD) möglichst nahe bei 1 liegt. Die Interpretation der Ungleichheitsanteile folgt Di Fonzo (2005) und wird im Anhang näher erläutert.

Robustheit des Vorzeichens der zweiten Ableitung

Eine der wichtigsten Anwendungen der Quartalsrechnung ist die rechtzeitige Erkennung von Konjunkturveränderungen. Um zu beurteilen, ob die österreichische Quartalsrechnung dieser Aufgabe gerecht wird, wurde überprüft, wie weit die in der Erstveröffentlichung enthaltenen Beschleunigungs- und Abschwächungssignale auch noch nach mehrmaliger Revision sichtbar waren. Gemessen wird dies an der Übereinstimmung des Vorzeichens der zweiten Ableitung zwischen der ersten und der letzten Veröffentlichung in Prozent der Zahl der ersten Veröffentlichungen des Beobachtungszeitraums.

⁶⁾ Für die hier untersuchten Zeitreihen gilt: 76% der Revisionen sind nicht autokorreliert, 7% sind autokorreliert von Ordnung 1, und 16% sind autokorreliert von Ordnung 1 und 2.

Generell besteht ein Trade-off zwischen Aktualität und Zuverlässigkeit von ersten Veröffentlichungen: Eine sehr rasche Veröffentlichung nach Ablauf des Referenzquartals geht auf Kosten der Zuverlässigkeit. In diesem Sinne dienen Revisionen dazu, die erste Veröffentlichung dem wahren Wert anzunähern. Wenn Revisionen daher die inzwischen gewonnenen neuen Erkenntnisse ("News") berücksichtigen (McKenzie – Tosetto – Fixler, 2008), ist die erste Veröffentlichung eine effiziente Vorausschätzung für die letzte Veröffentlichung (Mincer – Zarnowitz, 1969).

Die Prüfung, ob Revisionen neue zusätzliche Informationen ("News") oder nur Störterme (z. B. Messfehler, "Noise") enthalten, erfolgt nach dem Konzept von "News versus Noise" (Mankiw – Shapiro, 1986), und zwar mit einer einfachen Korrelation oder einer linearen Regression. Gemäß der Korrelationsmethode enthält die erste Veröffentlichung Noise, wenn eine Revision mit der vorangegangenen Veröffentlichung korreliert ist. Im Gegensatz dazu enthält eine Revision News, wenn sie mit der darauf folgenden Veröffentlichung korreliert ist.

Der Regressionsansatz ist ähnlich konzipiert und kann auch erweitert werden⁷⁾. Für den Test auf Noise wird einerseits die erste Veröffentlichung auf die folgende Revision regressiert. Sind die Koeffizienten gemeinsam signifikant von Null verschieden, dann enthalten die Revisionen Noise:

$$(2) \quad r_t = \alpha + \beta x_t^f + \varepsilon_t.$$

Andererseits enthalten Revisionen News, wenn eine signifikante Abhängigkeit von der späteren Veröffentlichung besteht:

$$(3) \quad r_t = \alpha + \beta x_t^m + \varepsilon_t.$$

Um eine eindeutige Aussage treffen zu können, müssen beide Gleichungen geschätzt werden. Revisionen können nur News enthalten, wenn einerseits keine signifikanten Signale von Noise gefunden werden (Gleichung (2)) und andererseits gleichzeitig jene auf News (Gleichung (3)) signifikant sind. Wenn die beiden Tests sowohl Signale für News als auch für Noise oder für keines davon ergeben, sind die Ergebnisse logisch nicht zuverlässig interpretierbar.

Die hier vorgestellten Ergebnisse der Revisionsanalyse für die österreichische Quartalsrechnung basieren auf dem Datenset 1 und umfassen somit nur Daten der regulären realen Quartalsrechnung, während die Schnellschätzung hier noch unberücksichtigt bleibt.

Abbildung 1 zeigt die Spannweite aller Publikationen der vierteljährlichen VGR in Echtzeit. Für die Erstveröffentlichungen des BIP beträgt die durchschnittliche Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr +2,1% (III. Quartal 1999 bis III. Quartal 2008), für die Letztveröffentlichungen +2,4%. Die letzte Veröffentlichung eines Quartalswertes entspricht häufig dem höchsten Wert aller vorangegangenen Publikationen für dieses Quartal über den Revisionsverlauf. So ist auch eine Aufwärtsrevision zwischen der ersten und der letzten Publikation häufiger (73% aller Revisionen) als eine Abwärtsrevision (27%). Ein ähnliches Muster ergibt sich in der Jahresrechnung der VGR (Abbildung 2). Sobald Statistik Austria diese veröffentlicht (derzeit rund 7 Monate nach Ende des Referenzjahres), ist die Quartalsrechnung daran gebunden, und alle Revisionen der jährlichen VGR werden in die Quartalsrechnung eingebaut. Wie in der Quartalsrechnung (Abbildung 1) überwiegen auch in der Jahres-VGR systematisch die Aufwärtsrevisionen, sie sind somit eine Quelle der Revisionen in der Quartalsrechnung.

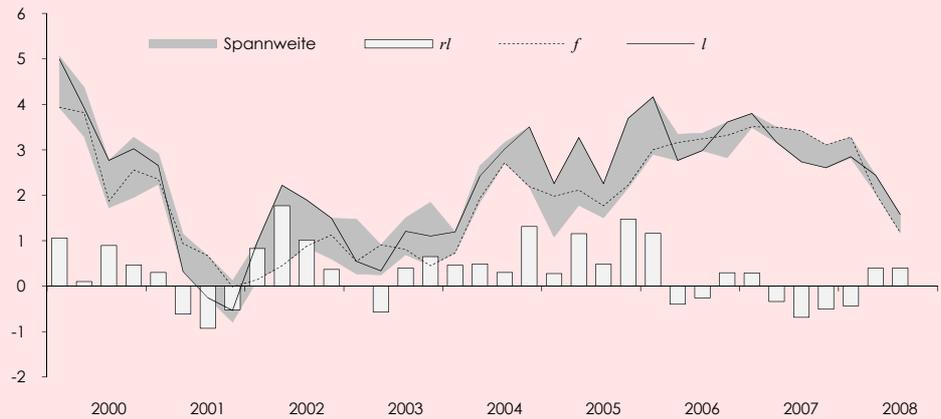
Effizienz der ersten Veröffentlichungen ("News versus Noise")

Revisionsanalyse der Quartalsrechnung

Überwiegende Richtung (Verzerrung) von Revisionen des BIP

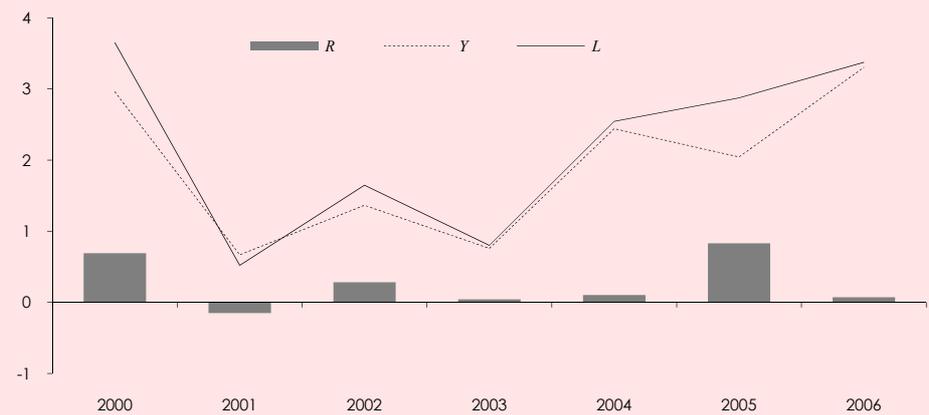
⁷⁾ Erweiterung um externe Variable wie z. B. Saison-Dummies, Aktienpreise, kurzfristige Zinssätze oder Vertrauensindikatoren (Mankiw – Shapiro, 1986, Richardson – Mai, 2004, Faust – Rogers – Wright, 2005).

Abbildung 1: Echtzeitveröffentlichungen des realen Wirtschaftswachstums, unbereinigt, in %



Q: WIFO-Berechnungen. Spannweite . . . Spannweite aller Veröffentlichungen, *r/l* . . . Revision zwischen erster und letzter Veröffentlichung, *f* . . . erste Veröffentlichung, *l* . . . letzte Veröffentlichung.

Abbildung 2: Revisionen des jährlichen realen Wirtschaftswachstums von Statistik Austria in %



Q: WIFO-Berechnungen. *R* . . . Revision zwischen erster und letzter Veröffentlichung, *Y* . . . erste Veröffentlichung, *L* . . . letzte Veröffentlichung.

Für die realen Vorjahresveränderungsraten der Erstveröffentlichungen des BIP überwiegen Aufwärtsrevisionen, jedoch ist diese Tendenz statistisch nicht signifikant. Für die saisonbereinigten Veränderungsdaten im Vorquartalsvergleich ist die Zahl der Auf- und Abwärtsrevisionen zwischen erster und letzter Veröffentlichung etwa gleich.

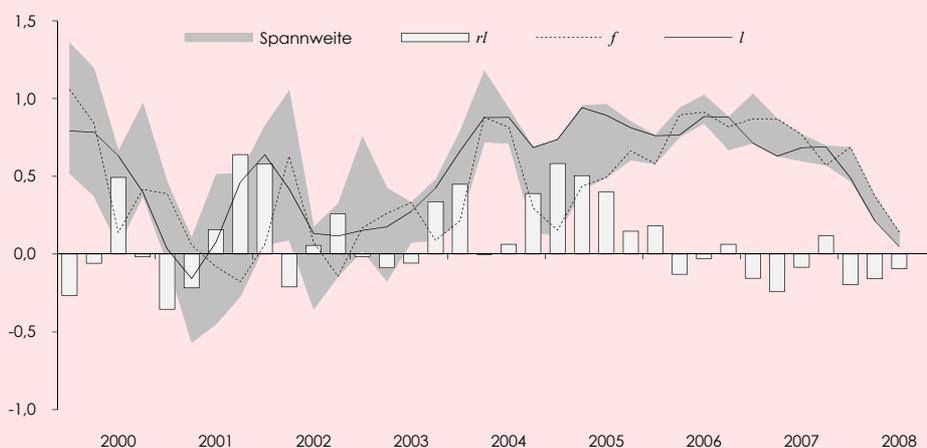
Die Ergebnisse der Quartalsrechnung (gemessen an den Vorjahresveränderungsraten) wurden zwischen der ersten und der letzten Veröffentlichung im Beobachtungszeitraum im Durchschnitt um 0,35 Prozentpunkte nach oben revidiert. Im ersten und zweiten Revisionszeitfenster fallen die durchschnittlichen Revisionen (*MR*) jedoch geringer aus. So wurde die erste Veröffentlichung gegenüber der zweiten im Durchschnitt um nur 0,06 Prozentpunkte, und im Vergleich zur Jahresveröffentlichung um 0,14 Prozentpunkte nach oben revidiert. Dennoch ist in allen drei Revisionszeitfenstern die positive Tendenz der Revisionen nicht statistisch signifikant, die Revisionen sind daher als unverzerrt anzusehen⁸⁾.

Abbildung 3 zeigt die Spannweite der publizierten realen Vorquartalsveränderungen des österreichischen BIP, bereinigt um Saison- und Arbeitstageeffekte, sowie die Werte der Erst- und Letztveröffentlichung. Gemäß der ersten Veröffentlichung wuchs das BIP im Vorquartalsvergleich im Durchschnitt real um 0,5%, entsprechend dem jüngsten Datenbestand betrug die durchschnittliche Zuwachsrate allerdings real 0,6%.

⁸⁾ Da im letzten Revisionsintervall eine Autokorrelation von Ordnung 1 und 2 identifiziert wurde, wurde die modifizierte *t*-Statistik berechnet.

Der Anteil der Auf- und Abwärtsrevisionen zwischen erster und letzter Veröffentlichung ist etwa ausgeglichen (Abwärtsrevisionen 54%). Auch die durchschnittliche Revision (MR) liegt in allen drei Revisionszeitfenstern sehr nahe bei Null ($-0,03$, $0,06$ und $0,07$) und ist statistisch nicht signifikant von Null verschieden⁹⁾.

Abbildung 3: Echtzeitveröffentlichungen des realen Wirtschaftswachstums
Saison- und kalenderbereinigt gegenüber dem Vorquartal in %



Q: WIFO-Berechnungen. Spannweite . . . Spannweite aller Veröffentlichungen, rl . . . Revision zwischen erster und letzter Veröffentlichung, f . . . erste Veröffentlichung, l . . . letzte Veröffentlichung.

Übersicht 3: Unverzerrtheit von BIP-Revisionen

	MR Prozentpunkte	t -Statistik	Autokorrelation	Durchschnittliche Veränderung in % Gegen das Vorjahr
		Unbereinigt, real		
rs	0,06	1,62	Nein	
ry	0,14	1,49	Nein	
rl	0,35	0,42	Ordnung 1, 2	
f				+2,06
l				+2,41
		Saison- und kalenderbereinigt, real		
rs	-0,03	-0,83	Nein	
ry	0,06	1,38	Nein	
rl	0,07	0,20	Ordnung 1, 2	
f				+0,49
l				+0,56

Q: WIFO-Berechnungen.

Die Kennzahlen für die Größe oder Volatilität der Revisionen werden mit zunehmender Länge des Revisionszeitfensters größer (ECB, 2008), weil im Zeitablauf immer mehr Informationen verfügbar werden. Auch methodische Änderungen spielen hier eine Rolle. Der Mittelwert der absoluten Revisionen (MAR) steigt für die unbereinigten Jahresveränderungsraten von 0,19 Prozentpunkten im ersten Revisionszeitfenster auf 0,64 Prozentpunkte im letzten Revisionszeitfenster. Auch die Streuung der Revisionen (gemessen an der Standardabweichung) nimmt zu (von 0,24 auf 0,67 Prozentpunkte).

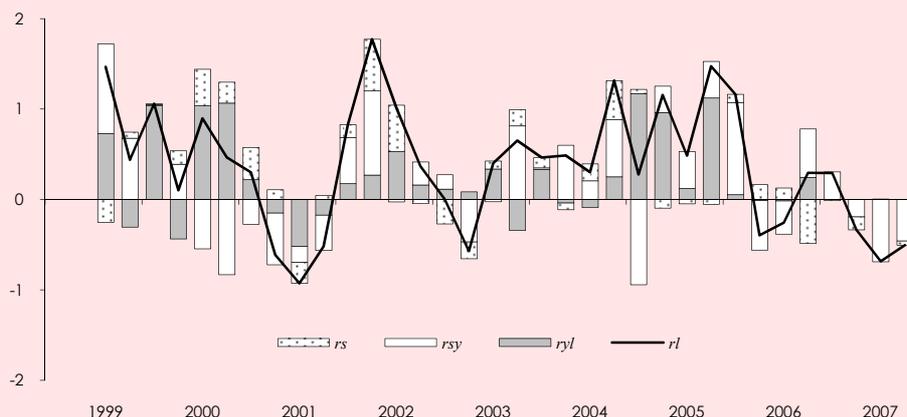
Volatilität und Größe der Revisionen

⁹⁾ Auch hier wurde im letzten Revisionsintervall eine Autokorrelation von Ordnung 1 und 2 identifiziert und somit die modifizierte t -Statistik berechnet.

Während die Revisionen zwischen Erst- und Zweitveröffentlichung gering sind, ergibt sich der größte Anteil der Gesamtrevision zu einem späteren Zeitpunkt im Revisionszeitfenster. Somit steigen Größe oder Volatilität der Revisionen mit zunehmender Länge des Revisionszeitfensters. Im Zeitverlauf verringert sich die Größe der Revisionen allerdings.

Genauere Einblicke erlaubt der Vergleich der inkrementellen (höherstufigen) Revisionen. So setzt sich die Revision zwischen Erst- und Letztveröffentlichung aus den Revisionen zwischen erster und zweiter Veröffentlichung, zwischen zweiter und Jahresveröffentlichung und zwischen Jahresveröffentlichung und letzter Veröffentlichung zusammen. Gemessen an der absoluten Größe (*MAR*) entstehen in den Arbeitsschritten zwischen zweiter Veröffentlichung und Jahresveröffentlichung sowie zwischen Jahresveröffentlichung und letzter Veröffentlichung die größten Revisionen (Abbildung 4).

Abbildung 4: Zusammensetzung der Revisionen des realen Wirtschaftswachstums Unbereinigt, in Prozentpunkten



Q: WIFO-Berechnungen.

Ein ähnliches Muster ergibt sich anhand der saisonbereinigten Vorquartalsveränderungsraten. Je größer das Revisionszeitfenster ist, desto höher sind die statistischen Maßzahlen. Das mittlere absolute Revisionsausmaß (*MAR*) steigt von 0,14 Prozentpunkten im Zeitfenster *rs* auf 0,23 Prozentpunkte im Fenster *rl*. Ähnlich erhöht sich die Standardabweichung der Revisionen (σ) von 0,18 Prozentpunkten im Revisionszeitfenster *rs* auf 0,28 Prozentpunkte im Zeitfenster *rl*.

Übersicht 4: Größe und Volatilität von BIP-Revisionen

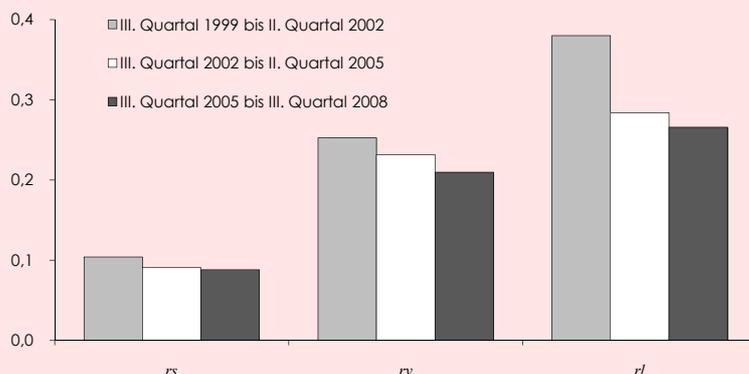
	<i>MAR</i>	<i>MSR</i>	σ
	Prozentpunkte		
	Unbereinigt, real		
<i>rs</i>	0,19	0,06	0,24
<i>ry</i>	0,48	0,34	0,57
<i>rl</i>	0,64	0,57	0,67
	Saison- und kalenderbereinigt, real		
<i>rs</i>	0,14	0,03	0,18
<i>ry</i>	0,20	0,06	0,24
<i>rl</i>	0,23	0,08	0,28

Q: WIFO-Berechnungen.

Über die Zeit hat die Größe der Revisionen deutlich abnehmende Tendenz. Besonders im Revisionszeitfenster zwischen Erst- und Letztveröffentlichung sinkt die relative mittlere absolute Revision (*RMAR*) der unbereinigten Wachstumsraten seit dem III. Quartal 2002 deutlich. Gegenüber der Anfangsphase der Quartalsrechnung nahm die Größe der Revisionen für alle drei Zeitfenster ab. Für die aktuelleren Werte ist das teilweise auch darauf zurückzuführen, dass sie bislang seltener revidiert wurden. Generell könnte es aber auch auf eine Qualitätsverbesserung durch wachsende Erfahrung in der Quartalsrechnung hinweisen.

Auch die Revisionen des bereinigten BIP wurden im Zeitverlauf kleiner. Neben der geringeren Zahl der Revisionen und der verbesserten Praxis kann dies auch dem Prozess der Saisonbereinigung zugerechnet werden. Größere Revisionen entstehen, wenn sich Länge und Charakteristika der Originalzeitreihe für die Identifikation der Saisonfaktoren zwischen Erst- und Letztveröffentlichung unterscheiden. Der Saisonbereinigung der letztveröffentlichten Daten liegen wesentlich längere Zeitreihen zugrunde als jener der Erstveröffentlichung.

Abbildung 5: Veränderung des Revisionsmusters des unbereinigten realen BIP, *RMAR*



Q: WIFO-Berechnungen. *RMAR* . . . relative mittlere absolute Revision.

Die Analyse zeigt, dass Revisionen der unbereinigten Daten einen hohen unsystematisch um Null schwankenden Störanteil (*UD*) enthalten, während sowohl der Verzerrungs- (*UM*) als auch der Regressionsanteil (*UR*) an der mittleren quadratischen Revision (*MSR*) gering sind. Revisionen der saisonbereinigten Daten enthalten hingegen eine größere systematische Komponente. Während der Verzerrungsanteil (*UM*) hier ebenfalls gering ist, weisen Revisionen zwischen Erst- und Letztveröffentlichung der saisonbereinigten Werte einen höheren Regressionsanteil (*UR*) auf als die Originalreihen. Die Saisonbereinigungsverfahren sind demnach in Echtzeit (entweder aufgrund der kurzen Zeitreihen oder durch die implizite Prognose) unzuverlässig. Die zur Saison- und Kalenderbereinigung verwendeten Modelle können sich nämlich zwischen den auf Echtzeitbasis errechneten und den endgültigen Werten deutlich unterscheiden (Übersicht 11).

Die Analyse der Robustheit des Vorzeichens der zweiten Ableitung ergibt eine Übereinstimmung zwischen Erst- und Letztveröffentlichung der unbereinigten Reihen von 80,6% aller beobachteten Quartale. In diesen Fällen wurde eine Beschleunigung oder Abschwächung der Konjunktur, wie sie bereits in der ersten Veröffentlichung angezeigt wurde, auch in der letzten Veröffentlichung ausgewiesen. Somit ist die Quartalsrechnung ein zuverlässiges Instrument zur Beurteilung der Konjunkturlage in Echtzeit.

Die auf Basis von saison- und kalenderbereinigten Daten errechneten Veränderungsraten gegenüber dem Vorquartal zeigen Konjunkturwendepunkte rascher an als der Vorjahresvergleich. Deshalb ist die Zuverlässigkeit der Anzeige einer Beschleunigung oder Abschwächung der BIP-Entwicklung von besonderem Interesse. Zwischen der Erst- und der Letztveröffentlichung stimmen die Vorzeichen der zweiten Ableitung jedoch nur in 61,1% der Fälle überein (Übersicht 5). Dieser Nachteil gegenüber den unbereinigten Daten ist sicher teilweise der Saison- und Kalenderbereinigung zuzurechnen, deren statistisches Verfahren eine gewisse Unschärfe impliziert. Dies gilt vor allem für die aktuellen Werte der Zeitreihe, für deren Bereinigung eine Prognose von künftigen Veröffentlichungen notwendig ist. Anhand der Vorzeichenreihen in Übersicht 5 liegt der Schluss nahe, dass die in den Erstschätzungen gefundenen Konjunkturwendepunkte jenen in der Letztveröffentlichung um ein Quartal nachhinken.

Revisionsgüte

Robustheit des Vorzeichens der zweiten Ableitung

Übersicht 5: Be- und Entschleunigung des Wirtschaftswachstums im Vorquartalsvergleich

		Erstveröffentlichung	Letztveröffentlichung
1999	IV. Quartal	-	-
2000	I. Quartal	+	-
	II. Quartal	-	-
	III. Quartal	-	-
	IV. Quartal	+	-
2001	I. Quartal	-	-
	II. Quartal	-	-
	III. Quartal	-	+
	IV. Quartal	-	+
2002	I. Quartal	+	+
	II. Quartal	+	-
	III. Quartal	-	-
	IV. Quartal	-	-
2003	I. Quartal	+	+
	II. Quartal	+	+
	III. Quartal	+	+
	IV. Quartal	-	+
2004	I. Quartal	+	+
	II. Quartal	+	+
	III. Quartal	-	+
	IV. Quartal	-	-
2005	I. Quartal	-	+
	II. Quartal	+	+
	III. Quartal	+	-
	IV. Quartal	+	-
2006	I. Quartal	-	-
	II. Quartal	+	+
	III. Quartal	+	+
	IV. Quartal	-	-
2007	I. Quartal	+	-
	II. Quartal	-	-
	III. Quartal	-	+
	IV. Quartal	-	+
2008	I. Quartal	+	-
	II. Quartal	-	-
	III. Quartal	-	-

Q: WIFO-Berechnungen. + . . . höhere Wachstumsrate als im Vorquartal, - . . . niedrigere Wachstumsrate als im Vorquartal.

Effizienz der ersten Veröffentlichungen

Zur Überprüfung der Effizienz von Erstveröffentlichungen der Veränderungsdaten des realen BIP gegenüber dem Vorjahr wurden die Korrelationen zwischen den inkrementellen Revisionen und den vor- und nachliegenden Schätzungen untersucht. Während keiner der Korrelationskoeffizienten zwischen einer Revision und der zuvor veröffentlichten Schätzung signifikant ist (die Revisionen somit keinen statistisch signifikanten Noise, d. h. Messfehler enthalten; Werte unter der Linie), enthalten die Revisionen zwischen der zweiten und der Jahresveröffentlichung sowie zwischen der Jahres- und der Letztveröffentlichung eindeutige Hinweise auf News (Übersicht 6).

Eine Regression ergibt ein ähnliches Bild (Übersicht 7): Revisionen zwischen der zweiten Veröffentlichung und der Jahresveröffentlichung enthalten eindeutig Signale für News¹⁰). In den anderen zwei Revisionszeifenstern sind die Ergebnisse jedoch nicht so eindeutig. Während für die Revision zwischen der ersten und der zweiten Veröffentlichung – wie mit der Korrelationsmethode – weder Anzeichen für "News" noch für "Noise" gefunden werden, sind im Revisionszeitfenster zwischen Jahres- und Letzt-

¹⁰) Die Nullhypothese wird auf dem 95%-Signifikanzniveau verworfen, falls der *p*-Wert kleiner als 0,05 ist.

veröffentlichung sowohl News als auch Noise zu verzeichnen, sodass keine schlüssige Aussage möglich ist.

Übersicht 6: "News" versus "Noise" – Korrelationsmethode

Revisionszeitfenster	Veröffentlichungen			
	<i>f</i>	<i>s</i>	<i>y</i>	<i>l</i>
<i>rs</i>	- 0,24	- 0,03	- 0,01	- 0,02
<i>rsy</i>	- 0,02	- 0,03	0,40**	0,31
<i>ryl</i>	0,08	0,11	0,02	0,36**

Q: WIFO-Berechnungen. ** . . . signifikant auf einem Niveau von 5%.

Übersicht 7: "News" versus "Noise" – Regressionsmethode

Veröffentlichungen	Revisionszeitfenster			News		
	<i>rs</i>	Noise <i>rsy</i>	<i>ryl</i>	<i>rs</i>	<i>rsy</i>	<i>ryl</i>
<i>f</i>	- 0,05					
<i>s</i>		- 0,01		- 0,01		
<i>y</i>			0,01		0,17***	
<i>l</i>						0,12**
Konstante	0,17*	0,10	0,22	0,08	- 0,29**	- 0,06
<i>N</i>	37	34	34	37	34	34
adj. <i>R</i> ²	0,03	- 0,03	- 0,03	- 0,03	0,13	0,10
<i>F</i> -Statistik	2,14	0,38	4,17	1,24	5,40	5,37
<i>p</i> -Wert	0,13	0,69	0,02	0,30	0,01	0,01

Q: WIFO-Berechnungen. * . . . signifikant auf einem Niveau von 10%, ** . . . signifikant auf einem Niveau von 5%. *** . . . signifikant auf einem Niveau von 1%.

Die relative mittlere absolute Revision (*RMAR*) unterscheidet sich gemessen an den Vorjahresveränderungsraten zwischen den einzelnen VGR-Komponenten (Abbildung 6): Einerseits sind die Revisionen des BIP als Aggregat, jene des privaten Konsums, der Sachgütererzeugung und der unselbständigen Beschäftigung relativ klein. Andererseits werden Ausrüstungsinvestitionen und Dienstleistungsimporte, und zwar vor allem zwischen der ersten und der Jahresveröffentlichung, deutlich revidiert. Dieses untypische Muster der größeren absoluten Revisionen zwischen Erst- und Jahresveröffentlichung als zwischen Erst- und Letztveröffentlichung gilt auch für die Komponenten Gesamtinvestitionen, Bauinvestitionen, Wohnbauinvestitionen, Nichtwohnbauinvestitionen, Warenexporte, Warenimporte und unselbständig Beschäftigte.

Die Außenhandelsdaten weisen eine positive Verzerrung auf (Übersicht 10): Gegenüber der Erstveröffentlichung werden Exporte und Importe (sowohl im Aggregat als auch in den Komponenten Güter und Dienstleistungen) sowohl in der Jahresveröffentlichung als auch in der Letztveröffentlichung signifikant stärker nach oben als nach unten revidiert. Die Güterexporte weisen bereits im ersten Revisionszeitfenster diese signifikant positive Ausrichtung auf.

Auch gemessen an den saisonbereinigten Veränderungsdaten zeigen sich für BIP, Beschäftigung, Konsum der privaten Haushalte und Wertschöpfung der Sachgütererzeugung die relativ kleinsten Revisionen, für Dienstleistungsimporte und -exporte sowie die Ausrüstungsinvestitionen die größten. Für die Ein- und Ausfuhr von Dienstleistungen fielen sogar die Revisionen zwischen Erst- und Zweitveröffentlichung (*rs*) beträchtlich aus.

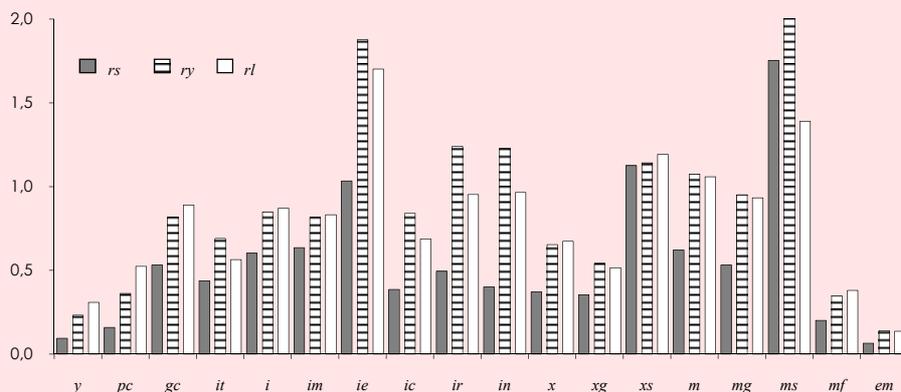
Die meisten Revisionen erweisen sich als unverzerrt (*MR* nicht signifikant von Null verschieden). Lediglich für Investitionen in Ausrüstungsgegenstände, Export, Import und Einfuhr von Dienstleistungen ist ein Bias festzustellen. Auch die Maßzahl der mittleren quadratischen Revision *MSR* bestätigt die Unverzerrtheit des Großteils der Revisionen zwischen Erst- und Zweitveröffentlichung. Für alle Komponenten ergibt sich zudem

Revisionsmaßzahlen für VGR-Komponenten

Die Revisionen der BIP-Komponenten sind größer als jene des BIP im Aggregat. Deutlich revidiert werden vor allem Ausrüstungsinvestitionen und Dienstleistungsimporte. Die Außenhandelsdaten werden tendenziell eher nach oben als nach unten korrigiert.

ein geringer Verzerrungsanteil *UM* an der *MSR*, allerdings teilweise ein überhöhter Regressionsanteil *UR* speziell für das letzte Revisionszeitfenster *rl* (Übersicht 11).

Abbildung 6: *RMAR* von Komponenten der VGR, unbereinigt, real



Q: WIFO-Berechnungen. *RMAR* . . . relative mittlere absolute Revision. *y* . . . Bruttoinlandsprodukt, *pc* . . . Konsumausgaben private Haushalte (einschließlich POoE), *gc* . . . Konsumausgaben des Staates, *it* . . . Bruttoanlageinvestitionen, *i* . . . Ausrüstungsinvestitionen, *im* . . . Investitionen Maschinen und Geräte, *ie* . . . Fahrzeuginvestitionen, *ic* . . . Bauinvestitionen, *ir* . . . Wohnbauinvestitionen, *in* . . . Nichtwohnbauinvestitionen, *x* . . . Exporte, *xg* . . . Exporte Güter, *xs* . . . Exporte Dienstleistungen, *m* . . . Importe, *mg* . . . Importe Güter, *ms* . . . Importe Dienstleistungen, *mf* . . . Wertschöpfung Sachgütererzeugung, *em* . . . unselbständig Beschäftigte.

Einführung der Schnellschätzung

Der Veröffentlichungskalender der österreichischen Quartalsrechnung veränderte sich im Laufe der letzten Jahre (Übersicht 1). Im IV. Quartal 2004 wurde die Erstveröffentlichung von $t + 90$ nach Ende des Referenzquartals auf $t + 70$ vorgezogen. Zusätzlich wurde im II. Quartal 2005 die Schnellschätzung ($t + 45$) eingeführt. Das Vorziehen der Erstveröffentlichung der vierteljährlichen VGR hatte, wie die Analyse zeigt, keine Vergrößerung der Revisionen zur Folge. Mit einem von *Chow* (1960) entwickelten Test wurde auf Strukturbruch in den Revisionen zum Termin der Umstellung getestet (Übersicht 8). Die Analyse für die Vorverlegung der Erstveröffentlichung von $t + 90$ auf $t + 70$ basiert auf dem Datenset 1, jene für die Einführung der Schnellschätzung auf dem Datenset 2. Der Koeffizient der Dummy-Variablen, welcher anzeigt, wieweit die Revisionen mit der Umstellung größer werden, ist in keinem der Revisionszeitfenster signifikant von Null verschieden, und zwar sowohl für saisonbereinigte als auch für unbereinigte Zeitreihen. Die Qualität der ersten Veröffentlichungen hat somit trotz Verkürzung der Meldefrist nicht abgenommen, auch weil die Rohdaten wie z. B. die Konjunkturstatistik im produzierenden Bereich nunmehr ebenfalls früher verfügbar sind.

Übersicht 8: Test auf Strukturbruch

	Datenset 1			Datenset 2		
	<i>rs</i>	<i>ry</i>	<i>rl</i>	<i>rs</i>	<i>ry</i>	<i>rl</i>
	Unbereinigt, real					
Dummy $t + 70$	-0,84	-0,18	-0,11			
Dummy Schnellschätzung				-0,10	-0,12	-0,21
Konstante	0,10	0,21	0,40	0,11	0,20	0,43
<i>N</i>	37	34	37	37	34	37
<i>R</i> ²	0,03	0,02	0,01	0,05	0,01	0,02
	Saison- und kalenderbereinigt, real					
Dummy $t + 70$	-0,01	0,02	0,02			
Dummy Schnellschätzung				0,01	-0,03	-0,09
Konstante	-0,02	0,05	0,06	-0,02	0,06	0,09
<i>N</i>	37	34	37	37	34	37
<i>R</i> ²	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02

Q: WIFO-Berechnungen.

Die Schnellschätzung ($t + 45$) erweist sich als zuverlässige Vorausschätzung für das erste Ergebnis der regulären Quartalsrechnung ($t + 70$). Die Revisionen der saison- und kalenderbereinigten Veränderungsrate des BIP zwischen Schnellschätzung und darauf folgender regulärer Quartalsrechnung variieren zwischen $-0,15$ und $+0,11$ Prozentpunkten (auf der Basis von Datenset 3). Die durchschnittliche Revision (MR) liegt bei $-0,01$ Prozentpunkt, der Mittelwert der absoluten Revisionen (MAR) beträgt $0,07$ Prozentpunkte. Zu $84,6\%$ (11 von 13 Beobachtungen) stimmen Beschleunigung oder Verlangsamung von saison- und kalenderbereinigten Veränderungsrate des BIP in den Revisionen überein. In einer Untersuchung mit längeren Zeitreihen (die Schnellschätzung wurde in anderen europäischen Ländern bereits früher eingeführt) ermittelte die ECB (2009) für die größten Volkswirtschaften des Euro-Raums eine Erfolgsrate zwischen 95% und 100% .

Die raschere Bereitstellung von Quartalsergebnissen hatte keinen Anstieg des Ausmaßes der Revisionen zur Folge. Im Gegenteil, die Schnellschätzung erweist sich als zuverlässige Vorausinformation für die reguläre Quartalsrechnung.

Übersicht 9: Revisionen zwischen Schnellschätzung und erster regulärer Quartalsrechnung des realen BIP

	Revisionszeitfenster r_s	Schnellschätzung	Reguläre Quartalsrechnung
MR	$-0,01$		
MAR	$0,07$		
SD	$0,08$		
Durchschnittliche Veränderung gegen das Vorquartal in %		$0,66$	$0,65$

Q: WIFO-Berechnungen.

Die vorliegende Arbeit analysiert das Revisionsverhalten der österreichischen Quartalsrechnung anhand von Echtzeitdaten zwischen dem III. Quartal 1999 und dem III. Quartal 2008. In der Erstveröffentlichung liegen die realen BIP-Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr demnach im Durchschnitt um $0,06$ Prozentpunkte unter denen der zweiten Veröffentlichung, um $0,14$ Prozentpunkte unter den Ergebnissen nach Berücksichtigung der Jahresrechnung von Statistik Austria und um $0,35$ Prozentpunkte unter der letzten Veröffentlichung. Diese positive Tendenz der Revisionen ist aber statistisch nicht signifikant. Auch eine Zerlegung der mittleren quadrierten Revision (MSR) in Ungleichheitsanteile belegt, dass die Revisionen unverzerrt sind und unsystematisch um Null schwanken.

Neben der Revision der Originaldaten beeinflusst auch der Prozess der Saison- und Kalenderbereinigung das Revisionsverhalten der bereinigten Daten. Dennoch liegt der Mittelwert der Revisionen des saisonbereinigten BIP im Vorquartalsvergleich in allen drei Revisionszeitfenstern (zwischen Erst- und Zweitveröffentlichung, zwischen Erst- und Jahresveröffentlichung und zwischen Erst- und Letztveröffentlichung) nahe bei Null ($-0,03$, $0,06$ bzw. $0,07$ Prozentpunkte). Damit gelten die Erstveröffentlichungen als unverzerrt.

Die zuletzt publizierten Vorjahresveränderungsrate des BIP zeigen in $80,6\%$ der Fälle dieselbe Richtungsänderung der Konjunktur an wie die Erstveröffentlichungen. Für die saisonbereinigten Werte ist die Übereinstimmung geringer ($61,1\%$).

Das BIP als Gesamttaggregat wird schwächer revidiert als seine Komponenten, da die Revisionen durch die Aggregation tendenziell ausgeglichen werden (ECB, 2009). Der private Konsum und die Sachgütererzeugung weisen nur kleine Revisionen auf, die Zeitreihen von Ausrüstungsinvestitionen und Dienstleistungsimporten hingegen deutliche. Die Erstveröffentlichungen von Außenhandelsdaten werden tendenziell stärker nach oben als nach unten korrigiert.

Die unterschiedliche Qualität der Erstveröffentlichungen resultiert auch aus Unterschieden in Verfügbarkeit, Zuverlässigkeit und Aktualität von Quelldaten. Während die Einzelhandelsumsätze ein rasch verfügbarer und zuverlässiger Indikator für die Ausgaben der privaten Haushalte sind, werden die Zeitreihen der Außenhandelsstatistik häufig revidiert. Wie die Analyse weiters zeigt, beeinträchtigten die Vorverlegung des Meldetermins (von $t + 90$ auf $t + 70$ Tage nach Ablauf des Quartals) im Jahr 2004 und die Einführung der Schnellschätzung ($t + 45$) im Jahr 2005 die Qualität der

Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Erstveröffentlichung nicht. Vielmehr wurden die Revisionen über die Zeit kleiner. Neben der bislang geringen Zahl von Revisionen der aktuelleren Werte und der rascheren Verfügbarkeit von Quelldaten weist dies auch auf eine Verbesserung des Datenkompilierungsprozesses hin. Auch wenn für die Schnellschätzung erst eine kurze Zeitreihe vorliegt, erscheint sie als zuverlässige Vorausschätzung der ersten Veröffentlichung der regulären Quartalsrechnung.

Anhang

- $r_t = x_t^m - x_t^f$ Revision,
 x_t^f Erstveröffentlichung,
 x_t^m spätere Veröffentlichung (Zweit-, Jahres- oder Letztveröffentlichung),
 σ_f Standardabweichung der ersten Veröffentlichung,
 σ_m Standardabweichung der späteren Veröffentlichung,
 ρ Korrelationskoeffizient zwischen erster und späterer Veröffentlichung,
 n Zahl der Beobachtungen.

Revisionsmaße

Mittlere Revision MR :

$$MR = \bar{R} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n r_t$$

Standardabweichung der Revisionen:

$$\sigma_r = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (r_t - \bar{R})^2}$$

HAC-Standardabweichung¹¹⁾ der Revisionen bei Autokorrelation in den Revisionen von Ordnung 1:

$$\sigma_r^{HAC} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \left\{ \sum_{t=1}^n (r_t - \bar{R})^2 + \frac{4}{3} \sum_{t=2}^n (r_t - \bar{R})(r_{t-1} - \bar{R}) \right\}}$$

HAC-Standardabweichung der Revisionen bei Autokorrelation in den Revisionen von Ordnung 1 und 2:

$$\sigma_r^{HAC} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \left\{ \sum_{t=1}^n (r_t - \bar{R})^2 + \frac{4}{3} \sum_{t=2}^n (r_t - \bar{R})(r_{t-1} - \bar{R}) + \frac{2}{3} \sum_{t=3}^n (r_t - \bar{R})(r_{t-2} - \bar{R}) \right\}}$$

Standard- t -Statistik:

$$t = \frac{\bar{R}}{\sigma_r} \sqrt{n}$$

Modifizierte t -Statistik:

$$t^{adj} = \frac{\bar{R}}{\sigma_r^{HAC}} \sqrt{n}$$

Mittlere absolute Revision MAR :

$$MAR = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |r_t|$$

Relative mittlere absolute Revision $RMAR$:

$$RMAR = \frac{\sum_{t=1}^n |r_t|}{\sum_{t=1}^n |x_t^f|}$$

Mittlere quadrierte Revision MSR :

$$MSR = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n r_t^2$$

¹¹⁾ Heteroskedasticity Autocorrelation Consistent (HAC), nach Newey – West (1987); siehe dazu im Detail Di Fonzo (2005).

Übersicht 10: Statistische Maßzahlen, Datenset 1, unbereinigt, real

	MAR	RMAR	MSR	SD	MR	Auto- korrelation	t-Statistik	UM	UD	UR
Bruttoinlandsprodukt										
rs	0,19	0,09	0,06	0,24	0,06	Nein	1,62	0,07	0,88	0,05
ry	0,48	0,23	0,34	0,57	0,14	Nein	1,49	0,06	0,94	0,01
rl	0,64	0,31	0,57	0,67	0,35	Ordnung 1, 2	0,42	0,22	0,78	0,00
Konsumausgaben private Haushalte insgesamt										
rs	0,23	0,16	0,09	0,29	0,11	Nein	2,34	0,13	0,86	0,01
ry	0,53	0,36	0,47	0,69	-0,05	Nein	-0,45	0,01	0,95	0,04
rl	0,77	0,52	0,92	0,92	0,28	Ordnung 1, 2	0,24	0,09	0,91	0,01
Konsumausgaben des Staates										
rs	0,59	0,53	0,73	0,85	0,03	Nein	0,22	0,00	0,86	0,14
ry	0,90	0,82	1,41	1,16	0,23	Ordnung 1, 2	0,10	0,04	0,79	0,17
rl	0,98	0,89	1,69	1,29	0,18	Ordnung 1	0,12	0,02	0,72	0,26
Bruttoanlageinvestitionen										
rs	1,59	0,44	4,07	2,02	-0,01	Nein	-0,03	0,00	1,00	0,00
ry	2,52	0,69	9,60	3,04	0,59	Nein	1,18	0,04	0,85	0,11
rl	2,06	0,56	7,56	2,74	0,27	Nein	0,61	0,01	0,81	0,18
Ausstattungsinvestitionen										
rs	3,09	0,60	16,92	4,08	-0,55	Nein	-0,82	0,02	0,98	0,00
ry	4,36	0,85	29,76	5,45	-0,16	Ordnung 1	-0,03	0,00	0,90	0,09
rl	4,47	0,87	29,29	5,41	0,15	Ordnung 1, 2	0,02	0,00	0,83	0,17
Investitionen Maschinen und Geräte										
rs	3,36	0,64	18,71	4,19	-1,09	Nein	-1,58	0,06	0,90	0,04
ry	4,31	0,82	37,81	6,15	0,15	Ordnung 1	0,02	0,00	0,88	0,12
rl	4,39	0,83	30,53	5,45	-0,93	Nein	-1,04	0,03	0,74	0,23
Fahrzeuginvestitionen										
rs	7,77	1,03	127,46	11,20	1,44	Ordnung 1, 2	0,10	0,02	0,97	0,02
ry	14,10	1,88	300,44	17,32	-0,71	Nein	-0,25	0,00	0,78	0,22
rl	12,78	1,70	237,27	15,07	3,18	Ordnung 1	0,18	0,04	0,64	0,32
Bauinvestitionen										
rs	1,19	0,39	2,71	1,61	0,36	Nein	1,37	0,05	0,83	0,13
ry	2,59	0,84	11,22	3,26	0,75	Nein	1,40	0,05	0,84	0,11
rl	2,12	0,69	7,66	2,75	-0,27	Nein	-0,60	0,01	0,95	0,04
Wohnbauinvestitionen										
rs	1,42	0,49	3,48	1,85	0,25	Nein	0,83	0,02	0,89	0,09
ry	3,56	1,24	20,20	4,29	-1,34	Ordnung 1, 2	0,03	0,09	0,91	0,00
rl	2,74	0,95	11,39	3,26	-0,88	Ordnung 1, 2	-0,19	0,07	0,93	0,01
Nichtwohnbauinvestitionen										
rs	1,72	0,40	6,44	2,49	0,48	Nein	1,16	0,04	0,87	0,10
ry	5,27	1,23	50,21	6,67	2,39	Ordnung 1, 2	0,02	0,11	0,73	0,16
rl	4,15	0,97	28,85	5,37	0,24	Nein	0,27	0,00	0,81	0,19
Exporte										
rs	1,79	0,37	6,29	2,50	0,24	Nein	0,58	0,01	0,93	0,06
ry	3,15	0,65	13,45	2,54	2,65	Nein	6,35	0,52	0,46	0,02
rl	3,25	0,67	14,60	2,79	2,61	Nein	5,70	0,47	0,51	0,02
Exporte Güter										
rs	2,00	0,35	6,36	2,33	0,96	Nein	2,51	0,15	0,75	0,10
ry	3,06	0,54	13,20	2,94	2,13	Nein	4,40	0,34	0,61	0,05
rl	2,91	0,52	12,72	2,94	2,02	Nein	4,19	0,32	0,65	0,03
Exporte Dienstleistungen										
rs	5,64	1,13	65,47	7,99	-1,31	Nein	-1,00	0,03	0,71	0,26
ry	5,72	1,14	57,31	6,39	4,06	Nein	3,87	0,29	0,38	0,33
rl	5,98	1,19	68,01	7,17	4,07	Nein	3,45	0,24	0,31	0,44
Importe										
rs	2,29	0,62	8,15	2,83	0,37	Nein	0,80	0,02	0,93	0,05
ry	3,96	1,07	23,24	3,27	3,54	Nein	6,59	0,54	0,38	0,08
rl	3,90	1,06	22,96	3,57	3,20	Nein	5,44	0,44	0,49	0,07
Importe Güter										
rs	2,32	0,53	9,62	3,04	0,61	Nein	1,23	0,04	0,93	0,03
ry	4,16	0,95	24,91	3,96	3,03	Nein	4,66	0,37	0,45	0,18
rl	4,07	0,93	26,33	4,14	3,04	Nein	4,47	0,35	0,53	0,12
Importe Dienstleistungen										
rs	6,16	1,75	74,77	8,65	-0,01	Nein	-0,01	0,00	0,86	0,14
ry	7,06	2,01	84,79	8,04	4,49	Nein	3,39	0,24	0,56	0,20
rl	4,88	1,39	38,22	5,32	3,14	Nein	3,59	0,26	0,34	0,40
Wertschöpfung Sachgütererzeugung										
rs	0,79	0,20	0,97	0,98	0,09	Ordnung 1	0,07	0,01	0,98	0,01
ry	1,36	0,35	3,80	1,95	0,01	Nein	0,03	0,00	1,00	0,00
rl	1,49	0,38	4,31	2,05	0,33	Nein	0,99	0,03	0,97	0,00
Unselbständig Beschäftigte										
rs	0,08	0,06	0,01	0,12	0,00	Nein	0,10	0,00	0,92	0,08
ry	0,17	0,14	0,05	0,22	0,01	Ordnung 1, 2	0,47	0,00	0,88	0,11
rl	0,16	0,14	0,04	0,20	-0,01	Ordnung 1, 2	-0,03	0,00	0,80	0,20

Q: WIFO-Berechnungen.

Übersicht 11: Statistische Maßzahlen, Datenset 1, saison- und kalenderbereinigt, real

	MAR	RMAR	MSR	SD	MR	Auto- korrelation	t-Statistik	UM	UD	UR
Bruttoinlandsprodukt										
rs	0,14	0,27	0,03	0,18	-0,03	Nein	-0,83	0,02	0,90	0,08
ry	0,20	0,39	0,06	0,24	0,06	Nein	1,38	0,05	0,92	0,04
rl	0,23	0,44	0,08	0,28	0,07	Ordnung 1, 2	0,20	0,05	0,61	0,34
Konsumausgaben private Haushalte insgesamt										
rs	0,19	0,50	0,06	0,25	0,01	Ordnung 1	0,06	0,00	1,00	0,00
ry	0,21	0,56	0,07	0,26	0,02	Nein	0,36	0,00	0,88	0,12
rl	0,23	0,61	0,09	0,29	0,08	Nein	1,62	0,07	0,56	0,38
Konsumausgaben des Staates										
rs	0,27	0,61	0,22	0,47	-0,08	Nein	-1,02	0,03	0,66	0,32
ry	0,31	0,70	0,15	0,38	0,06	Nein	0,94	0,02	0,77	0,20
rl	0,46	1,06	0,48	0,69	-0,04	Nein	-0,39	0,00	0,18	0,82
Bruttoanlageinvestitionen										
rs	0,96	0,88	2,03	1,36	-0,44	Nein	-1,97	0,10	0,77	0,14
ry	0,98	0,89	1,60	1,23	-0,29	Nein	-1,45	0,05	0,80	0,15
rl	0,81	0,74	1,12	1,04	-0,19	Nein	-1,11	0,03	0,28	0,69
Investitionen Maschinen und Geräte										
rs	2,30	1,06	17,16	3,91	-1,37	Nein	-2,13	0,11	0,45	0,44
ry	2,40	1,10	12,65	3,48	-0,73	Nein	-1,28	0,04	0,56	0,40
rl	2,00	0,92	10,39	3,11	-0,85	Nein	-1,66	0,07	0,07	0,86
Fahrzeuginvestitionen										
rs	2,65	0,98	15,98	3,98	-0,38	Ordnung 1, 2	-0,08	0,01	0,95	0,04
ry	4,00	1,47	32,00	5,39	-1,71	Nein	-1,93	0,09	0,66	0,25
rl	3,14	1,16	16,53	4,06	0,16	Nein	0,23	0,00	0,31	0,69
Wohnbauinvestitionen										
rs	1,02	0,82	2,71	1,65	-0,05	Nein	-0,18	0,00	0,77	0,23
ry	1,54	1,23	5,47	2,33	-0,24	Nein	-0,64	0,01	0,49	0,50
rl	1,24	0,99	3,14	1,75	-0,25	Nein	-0,88	0,02	0,35	0,63
Nichtwohnbauinvestitionen										
rs	1,16	0,84	2,79	1,67	-0,01	Nein	-0,04	0,00	0,55	0,45
ry	1,62	1,17	4,48	2,07	0,45	Nein	1,33	0,05	0,81	0,14
rl	1,24	0,89	3,24	1,80	0,11	Nein	0,36	0,00	0,30	0,69
Exporte										
rs	1,45	0,92	5,50	2,18	-0,85	Nein	-2,37	0,13	0,41	0,46
ry	1,33	0,85	3,58	1,89	0,03	Nein	0,10	0,00	0,30	0,70
rl	1,38	0,88	3,34	1,81	0,28	Nein	0,93	0,02	0,26	0,72
Exporte Güter										
rs	1,68	0,77	7,03	2,65	-0,16	Nein	-0,36	0,00	0,46	0,53
ry	1,81	0,83	7,17	2,67	0,24	Nein	0,54	0,01	0,26	0,73
rl	1,79	0,81	6,76	2,59	0,24	Nein	0,56	0,01	0,17	0,82
Exporte Dienstleistungen										
rs	3,72	1,34	47,42	6,42	-2,48	Ordnung 1, 2	-0,29	0,13	0,48	0,39
ry	3,10	1,12	24,11	4,88	-0,55	Ordnung 1, 2	0,01	0,01	0,17	0,81
rl	2,76	1,00	20,08	4,48	-0,04	Ordnung 1, 2	-0,01	0,00	0,02	0,98
Importe										
rs	1,56	1,16	5,77	2,21	-0,94	Nein	-2,59	0,15	0,38	0,45
ry	1,81	1,35	7,01	2,65	0,09	Nein	0,21	0,00	0,50	0,49
rl	1,38	1,02	3,91	1,97	0,22	Nein	0,69	0,01	0,27	0,72
Importe Güter										
rs	1,58	1,05	4,58	2,11	-0,37	Nein	-1,08	0,03	0,56	0,41
ry	1,60	1,06	4,48	2,09	0,33	Nein	0,95	0,02	0,41	0,57
rl	1,55	1,03	4,04	1,95	0,47	Nein	1,47	0,06	0,33	0,62
Importe Dienstleistungen										
rs	5,35	1,54	82,74	8,58	-3,05	Nein	-2,16	0,11	0,18	0,69
ry	4,19	1,20	47,41	6,83	-0,93	Nein	-0,82	0,02	0,36	0,62
rl	3,60	1,03	41,23	6,36	-0,89	Nein	-0,85	0,02	0,01	0,97
Wertschöpfung Sachgütererzeugung										
rs	0,58	0,42	0,54	0,73	0,02	Nein	0,19	0,00	0,77	0,23
ry	0,68	0,49	0,77	0,87	0,13	Nein	0,90	0,02	0,74	0,24
rl	0,93	0,67	1,37	1,16	0,10	Nein	0,54	0,01	0,45	0,54
Unselbständig Beschäftigte										
rs	0,07	0,22	0,01	0,09	-0,00	Nein	-0,16	0,00	0,77	0,22
ry	0,08	0,24	0,01	0,09	0,00	Nein	0,22	0,00	0,83	0,17
rl	0,09	0,28	0,01	0,12	-0,01	Ordnung 1	-0,08	0,01	0,61	0,38

Q: WIFO-Berechnungen.

Zerlegung der *MSR* gemäß *Theil* (1961) und *Granger – Newbold* (1973):

$$MSR = \bar{R}^2 + (\sigma_f - \rho \sigma_m)^2 + (1 - \rho^2) \sigma_m^2$$

$$1 = UM + UR + UD$$

Die Interpretation von *UM*, *UR* und *UD* folgt *Di Fonzo* (2005) unter Verwendung der Regressionsgeraden $x_t^m = \alpha + \beta x_t^f + u_t$, welche die spätere Veröffentlichung in Abhängigkeit von einer Verzerrung α , einem Vielfachen β der ersten Veröffentlichung sowie einem unsystematischen Fehler u_t setzt. Im Idealfall sind die Revisionen unverzerrt (d. h. $\bar{R} = 0$ oder $\alpha = 0$), und die spätere Veröffentlichung kann nicht durch Vervielfältigung der ersten Veröffentlichung dargestellt werden (d. h. $\beta = 1$).

Verzerrungsanteil der *MSR*, d. h. jener Teil der *MSR*, der durch eine Verzerrung bedingt ist:

$$UM = \frac{\bar{R}^2}{MSR}$$

Regressionsanteil der *MSR*, d. h. jener Teil der *MSR*, der durch die Abweichung der Regressionsgeraden von 1 bedingt ist:

$$UR = \frac{(\sigma_f - \rho \sigma_m)^2}{MSR}$$

Störanteil der *MSR*, d. h. jener Teil der *MSR*, der durch den unsystematischen Fehlerterm bedingt ist:

$$UD = \frac{(1 - \rho^2) \sigma_m^2}{MSR}$$

Chow, G. C., "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, 1960, 28(3), S. 591-605.

Di Fonzo, T., The OECD Project on Revisions Analysis: First Elements for Discussion, Vortrag anlässlich des OECD STESEG Meeting, Paris, 2005, <http://www.oecd.org/dataoecd/55/17/35010765.pdf>.

ECB, An Analysis of the Reliability of Preliminary GDP Data Releases for the Euro Area and its Member States, Note anlässlich des Meeting of the Directors of National Accounts, Frankfurt, 2008.

ECB, "Revisions to GDP Estimates in the Euro Area", *ECB Monthly Bulletin*, 2009, (April), S. 85-90.

ECB, Eurostat, Task-force on Quality of Quarterly National Accounts. Revision Indicators for Quarterly Growth of Euro Area GDP and Expenditure Components, 2004.

Eurostat, Towards a Revision Policy for National Accounts Data, Eurostat C2/CN 659, Item 11, Meeting of the Working Group on National Accounts, Luxemburg, 2008.

Faust, J., Rogers, J. H., Wright, J. H., "News and Noise in G-7 GDP Announcements", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2005, 37, S. 403-417.

Granger, C. W. J., Newbold, P., "Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts", *Applied Economics*, 1973, 5(1), S. 35-47.

Havel, U., "Bruttoinlandsprodukt 2007 und Revision der VGR-Zeitreihen 1995-2006", *Statistische Nachrichten*, 2008, (8), S. 737-753.

IMF, Quarterly National Accounts Manual. Concepts, Data Sources, and Compilation, Washington D.C., 2001.

Mankiw, N. G., Shapiro, M. D., "News or Noise: an Analysis of GNP Revisions", *Survey of Current Business*, 1986, 66, S. 20-25.

McKenzie, R., "Performing Revisions and Real-time Data Analysis Introducing the Main Economic Indicators Original Release Data and Revisions Database", *OECD Statistics Brief*, 2006, (12).

McKenzie, R., Tosetto, E., Fixler, D., Assessing the Efficiency of Early Release Estimates of Economic Statistics, Vortrag anlässlich der OECD Working Party on National Accounts, Paris, 2008.

Meador, R., "Revisions to Quarterly GDP Growth and its Components", *Economic and Labour Market Review*, 2007, 1(11), S. 28-35.

Mehrhoff, J., Sources of Revisions of Seasonally Adjusted Real Time Data, Vortrag anlässlich der Tagung der OECD Short-term Economic Statistics Working Party (STESWP), Paris, 2008.

Mincer, J., Zarnowitz, V., "The Evaluations of Economic Forecasts", in Mincer, J. (Hrsg.), *Economic Forecasts and Expectations*, National Bureau of Economic Research, New York, 1969.

Newey, W. K., West, K. D., "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 1987, 55, S. 703-708.

OECD, Assessing and Improving Statistical Quality – Revisions Analysis for the National Accounts, OECD-ONS Workshop, Paris, 2004, http://www.oecd.org/document/23/0,3343,en_2649_34253_33729303_1_1_1_1,00.html.

Ungleichheitsanteile der MSR

Literaturhinweise

- OECD, Revisions in Quarterly GDP of OECD Countries: An Update, Vortrag anlässlich der Working Party of National Accounts, Paris, 2007, <http://www.oecd.org/dataoecd/42/38/37107910.pdf>.
- Richardson, C., Mai, N., "Using Revisions Information to Improve the National Accounts: A Discussion Paper, Vortrag anlässlich des OECD-ONS Workshop "Assessing and Improving Statistical Quality – Revisions Analysis for the National Accounts", Paris, 2004.
- Scheiblecker, M., Steindl, S., "Austrian GDP Flash Estimates: A Description of Methods", Austrian Economic Quarterly, 2006, 11(2), S. 79-85, http://www.wifo.ac.at/www/jsp/index.jsp?fid=23923&id=26595&typeid=8&display_mode=2.
- Scheiblecker, M., Steindl, S., Wüger, M., Quarterly National Accounts Inventory of Austria. Description of Applied Methods and Data Sources, Studie des WIFO im Auftrag von Europäischer Kommission, Eurostat und Statistik Austria, Wien, 2007 http://www.statistik.at/web_en/statistics/national_accounts/gross_domestic_product/quarterly_data/index.html.
- Statistisches Bundesamt Deutschland (DESTATIS), Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen. Revisionsbedarf des Bruttoinlandsprodukts, Wiesbaden, 2007.
- Theil, H., Economic Forecasts and Policy, North-Holland, Amsterdam, 1961.

Revision Analysis of Quarterly National Accounts in Austria – Summary

The economic data used in the compilation of the quarterly GDP often becomes available with some delay. This calls for revisions of data concerning quarters that already lie in the past. To provide timely information on the current economic situation first results are calculated from an incomplete data base and partly estimated. With the availability of new data these first releases are being revised. At an average annual economic growth rate of 2.1 percent in the investigation period first estimates were revised upwards by merely 0.06 percentage point with respect to the second estimate and 0.35 percentage point with respect to the final estimate.

Also in the case of figures adjusted for seasonal and working day effects, which are important for a correct assessment of the cycle, there is no systematic overestimation or underestimation, as the mean of the revisions is close to zero. At an average quarter-to-quarter growth rate of 0.5 percent the first estimate is revised by only -0.03 percentage point on average compared to the second estimate and by +0.07 percentage point compared to the final estimate.

Revisions of aggregate GDP turned out to be smaller than those of its components. Whereas private consumption and the manufacturing output are subject to only minor revisions, time series of gross fixed capital formation and imports of services exhibit more noticeable revisions.

A more timely publication (at $t + 70$ instead of $t + 90$ from 2004 onwards) and the introduction of a flash estimate ($t + 45$) in 2005 do not worsen the quality of the first release. Despite the short period under observation the flash estimate is assessed as a reliable forecast of the first release of the regular quarterly national accounts. During the 14 most recent quarters an average revision of the flash estimate of -0.01 percentage point was necessary compared with the next regular release of the quarterly national accounts. The flash estimate correctly indicated a deceleration or acceleration of the growth rate in 11 of 13 cases.