

Kinderbonuskonsum

Rüdiger Bachmann^{*}

Christian Bayer[†]

Martin Kornejew^{‡§}

17. Juni 2022

Zusammenfassung

Im Rahmen des deutschen Konjunkturpakets 2020 wurde eine temporäre Erhöhung des Kinder-
gelds, ein *Kinderbonus*, von 300 € pro kindergeldberechtigtem Kind beschlossen, die in zwei Raten
im September (200€) und Oktober 2020 (100€) ausgezahlt wurde. Wir nutzen eine repräsentative
Umfrage zum monatlichen Konsumverhalten deutscher Haushalte, um die intertemporalen Kon-
sumwirkung dieses Transfers zu schätzen. Im Durchschnitt aller Kindergeldempfänger wird ca.
21% des Transfers bereits zwischen September und November 2021 als *zusätzlicher Konsum* ver-
ausgabt. Allerdings konzentriert sich die Ausgabensteigerung signifikant—wie auch theoretisch
zu erwarten—auf Kindergeldempfänger mit niedrigem liquiden Vermögen, die erwarten, dass sie
den Kinderbonus nicht vollständig zurückzahlen müssen. Diese Gruppe verausgabt bis Jahresende
2021 den zusätzlichen Transfer fast vollständig.

Schlagworte: Kindergeld, Konsum, Transfermultiplikator, Fiskalpolitik, COVID-19

JEL-Codes: D12, E21, E62, H31

^{*}University of Notre Dame, CEPR, CESifo, ifo Institut. E-Mail: rbachman@nd.edu

[†]Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn, CEPR, CESifo, IZA. E-Mail: christian.bayer@uni-bonn.de

[‡]Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn. E-Mail: martin.kornejew@uni-bonn.de

[§]Wir danken dem Statistischen Bundesamt und dem Bundesministerium der Finanzen (BMF) für die Möglichkeit der gemeinsamen Entwicklung und Nutzung der Konsumstichprobe 2020. Christian Bayer hatte während der Arbeiten an diesem Aufsatz zeitweilig eine Gastprofessur am BMF inne und dankt für die gewährte Unterstützung. Martin Kornejew dankt der DFG für die finanzielle Unterstützung dieser Arbeit im Rahmen des Graduiertenkollegs RTG-2281 „The macroeconomics of inequality“.

Hinweis: Die in diesem Aufsatz gemachten Aussagen spiegeln die Sichtweise der Autoren wider und nicht die Sichtweise des Bundesministeriums der Finanzen oder der Bundesregierung.

1 Einleitung

Die COVID-19 Pandemie stürzte die globale Wirtschaft 2020 in eine tiefe Rezession. Deutschland erlebte den stärksten Einbruch des Bruttoinlandsprodukts (BIP) seit dem Ende des Zweiten Weltkrieges, mit einem rund zehnprozentigem Rückgang des BIP im zweiten Quartal gegenüber dem Vorjahr. Zur Unterstützung privater Haushalte, zur Abfederung der Rezession und zur Beschleunigung der wirtschaftlichen Erholung beschloss die Bundesregierung im Sommer 2020 eine Reihe fiskalpolitischer Maßnahmen. Wesentliche Bestandteile dieses Maßnahmenpaketes waren eine temporäre Senkung der Mehrwertsteuer von 19% auf 16% bzw. von 7% auf 5% vom 1. Juli bis zum 31. Dezember 2020 sowie eine zusätzliche Familienleistung in Höhe von 300€ pro kindergeldberechtigtem Kind. Beschlossen wurden diese Maßnahmen nach kurzer Beratung im Juni 2020 durch den Bundestag mit dem „zweiten Gesetz zur Umsetzung steuerlicher Hilfsmaßnahmen zur Bewältigung der Corona-Krise vom 29. Juni 2020“.

Dieser so genannte „Kinderbonus“ wurde 2020 in einer Septemberrate (200€) und einer Oktoberrate (100€) ausgezahlt. Um schwerpunktmaßig bedürftige Haushalte zu erreichen und größtmögliche makroökonomische Konsummultiplikatoren zu erzielen, wurde er steuerlich als Kindergeldzahlung eingestuft: Im Rahmen der einkommensteuerlichen Günstigerprüfung der Kinderfreibeträge wurde dadurch erreicht, dass einkommensstarke Haushalte die Bonuszahlung nachträglich durch höhere Einkommensteuern ganz oder teilweise zurückzahlen mussten.

Der Kinderbonus verfolgte somit sowohl konjunktur- als auch sozialpolitische Ziele. Seine konjunkturpolitische Wirksamkeit hängt maßgeblich an der marginalen Konsumneigung der Empfängerhaushalte. Eine inzwischen große empirische wie auch theoretische Literatur beschäftigt sich daher mit der Größenordnung und den Bestimmungsfaktoren von marginalen Konsumneigungen privater Haushalte. Auf theoretischer Seite wurde herausgearbeitet, dass die Verfügbarkeit von liquiden Vermögen zentral für die Konsumreaktion auf temporäre Transfers oder Einkommensveränderungen ist (siehe z.B. [Deaton, 1992](#); [Kaplan and Violante, 2010](#)). Empirisch hat sich die Literatur unterschiedlich dem Thema genähert. Während ein früherer Literaturstrang sich auf die Konsumantwort regulärer Einkommensfluktuationen in Paneldaten konzentrierte (z.B. [Blundell et al., 2008](#)), hat die neuere Literatur den Fokus hin zu Eventstudien verschoben, indem sie z.B. die Auswirkungen unerwarteter, aber klar in den Daten abgrenzbarer, Steuerabschlagszahlungen auf das Konsumverhalten analysiert ([Parker et al., 2013](#), ist hier als eine der ersten Arbeiten dieser Art zu nennen; [Parker et al., 2022](#), untersuchen die Wirkungen der Transferzahlungen während der COVID-19 Pandemie in den USA). Der besondere Vorteil solcher Eventstudien liegt darin, dass die Quelle der Einkommensvariation bekannt ist und lediglich betroffene und nichtbetroffene Haushalte verglichen werden müssen.

Sowohl theoretische als auch empirische Arbeiten, wie [Hsieh \(2003\)](#) zum Alaska Ölfond, machen deutlich, dass Ergebnisse zur durchschnittlichen marginalen Konsumneigung aus Transfers sich nicht einfach von einem Land auf ein anderes oder gar auf Subpopulationen dort übertragen lassen. Marginale Konsumneigungen sind kontextuell durch vergangene Ersparnisse, das Finanzsystem, aber auch das Steuersystem geprägt, die alle wiederum Determinanten der Portfolioentscheidungen privater Haushalte sind. Diese Portfoliopositionen bestimmen schließlich die Konsumneigung privater Haushalte.

Daher ist es sinnvoll, die Konsumwirksamkeit des Kinderbonus gezielt zu evaluieren.¹ Von August bis Dezember 2020 führte dazu das statistische Bundesamt im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen (BMF) und mithilfe der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) eine gemeinsam mit uns konzipierte monatliche Umfrage durch. Die Umfrageteilnehmer geben neben allgemeinen soziodemografischen Daten sowie der individuellen steuerlichen Verrechnungserwartung des Kinderbonus, ihren Konsum sowohl für den vorangegangenen Monat, als auch ihre Konsumpläne für den Folgemonat an. Diese Daten ermöglichen einen einzigartigen, hochfrequenten Einblick in das Konsumverhalten deutscher Haushalte im Zeitraum um die Auszahlung des Kinderbonus. Im vorliegenden Aufsatz stellen wir einen methodischen Ansatz zur Überwindung statistischer Identifikationsprobleme vor, welcher uns erlaubt die *kumulative Konsumimpulsantwort* der Kinderbonustransfers für die Monate September, Oktober und November zu schätzen. Eine Aufgliederung nach Subpopulationen erlaubt es uns darüber hinaus, die Plausibilität unserer Ergebnisse zu beurteilen sowie die Zielgenauigkeit des Bonus selbst besser zu verstehen und dadurch unsere Schätzung des Gesamteffektes zu verbessern.

Wir finden im über alle Haushalte gepoolten Sample keine signifikante Erhöhung des Konsums durch den Kinderbonus bis Ende November 2020, d.h. über ein Vierteljahr. Allerdings ist dieses Ergebnis von erheblicher Schätzgenauigkeit gekennzeichnet.² Wenn wir die Stichprobe weiter nach Haushaltsscharkteristika aufgliedern, so zeigt sich, dass Haushalte, die sowohl über wenig liquide Mittel verfügen als auch erwarten, dass der Bonus ein echter Transfer für sie ist, den gesamten Bonus in den genannten drei Monaten verausgaben. Der positive Konsumeffekt des Transfers ist auch statistisch klar signifikant. Für alle anderen Gruppen von Haushalten, auch Haushalte die wenig liquide Mittel haben aber eine Verrechnung mit dem Kinderfreibetrag erwarten, finden wir einen nicht nur statistisch nicht signifikant von Null verschiedenen Effekt des Bonus auf die Konsumneigung. Die Punktschätzungen sind sogar leicht negativ. Aus theoretischen Überlegungen liegt es nahe, dass Vorzieheffekte die Schätzungen nach unten verzerren können, für Haushalte, die über hinreichend Liquidität verfügen. **Wenn wir die von uns geschätzten, kumulativen Konsumimpulsantworten der einzelnen Gruppen nach dem Verhältnis der Populationszusammensetzung aggregieren, beläuft sich die durchschnittliche Konsumneigung der Kinderbonuszahlungen auf etwa 21%.**

Relativ zur bestehenden Evidenz aus dem angelsächsischen Raum fällt auf, dass einerseits Haushalte mit hohem Einkommen unabhängig von ihrer Liquiditätsposition eine sehr niedrige marginale Konsumneigung haben, es also wenig Evidenz für „wealthy hand-to-mouth“ Haushalte gibt (ähnliches finden auch Slacalek et al., 2020). Dementsprechend ist auch die durchschnittliche marginale vierteljährliche Konsumneigung – mit 21% – geringer als die Schätzungen in der Literatur (Parker et al., 2013, schätzen für die USA eine durchschnittliche marginale Konsumneigung von ca. 50%). Allerdings finden Parker

¹In einer parallel zu unserer Studie verfassten Arbeit verwenden Goldfayn-Frank et al. (2022) Scannerdaten der Gesellschaft für Konsumforschung und nutzen die untermonatliche Auszahlungsstruktur des Kinderbonus zur Identifikation der Konsumeffekte desselben; mit dem Ergebnis, dass Haushalte, die früh im Monat den Bonus erhalten, etwas früher den Bonus verausgaben. Der Gesamteffekt ist aber mit einer marginalen Konsumneigung von ca. 10% kleiner als der von uns geschätzte.

²Da für einen Teil des Samples die Sommerferien und damit verbundene Spezialeffekte in den Betrachtungszeitraum fallen, ist die nutzbare Stichprobe trotz des an sich hinreichend dimensionierten Stichprobendesigns gerade um den Zeitpunkt der ersten Zahlung klein.

et al. (2022) auch für die USA im Vergleich zu früheren Transferzahlungen für die COVID-19 Transfers niedrigere marginale Konsumneigungen. Sie bestätigen auch das Muster deutlich höherer marginaler Konsumneigungen von Haushalten mit niedrigem liquiden Vermögen.

Als Nebenprodukt ermöglicht unsere Analyse einen umfragemethodischen Beitrag. Die Haushalte werden in der Umfrage auch direkt gefragt, ob und in welchem Umfang sie planen, den Kinderbonus zu verausgaben. Die Beantwortung dieser Frage würde es erfordern, dass die Haushalte über ein korrektes Kontrafaktum bezüglich ihres Konsums ohne den Kinderbonus verfügen und die Frage auch vor dem Hintergrund dieses Kontrafakturns beantworten. Die Frage nach vergangenem Konsum und nach allgemeinen Konsumplänen ist mithin kognitiv einfacher und erzwingt eine gewisse Gesamtkonsistenz der Antworten. Die direkt geäußerte Absicht erweist sich dabei als nur bedingt mit den geäußerten Konsumplänen kongruent. Zwar hat die Gruppe der Haushalte, die angibt den gesamten Bonus zu sparen, den kleinsten Punktschätzer der kumulierten Konsumantwort, doch unterscheidet sich der Punktschätzer der Konsumantwort von Haushalten, die angeben den gesamten Bonus zu konsumieren, nicht wesentlich von der geschätzten Antwort derjenigen Haushalten, die angeben nur einen Teil zu konsumieren. Statistisch ist die bis zum November kumulierte Konsumantwort aller drei Gruppen nicht von Null zu unterscheiden, da – im Gegensatz zu Daten über die Liquidität des Haushalts – Informationen über die direkt geäußerten Konsumabsichten auch nicht zu einer größeren Präzision der Schätzung führen. Insofern sind direkte Surveyfragen danach, wofür eine bestimmte Zahlung verwendet wird, mit einer gewissen Skepsis zu behandeln.

Unser Artikel gliedert sich wie folgt: Wir beginnen mit einer detaillierten Beschreibung der Umfrage-daten in Abschnitt 2. Anschließend stellen wir die ökonometrische Schätzmethodik in Abschnitt 3 vor. In Abschnitt 4 präsentieren und erörtern wir unsere Schätzergebnisse. Schlussfolgerungen fassen wir in Abschnitt 5 zusammen.

2 Daten der Konsumumfrage 2020

Erhebungsmethode Im Auftrag des BMF und mit unserer konzeptionellen Unterstützung führte das Statistische Bundesamt in der zweiten Jahreshälfte 2020 eine monatliche Umfrage zum Konsumverhalten deutscher Haushalte durch.

Diese Umfrage wurde von August bis Dezember 2020 in fünf Wellen (ohne Panelstruktur) im Abstand von je einem Monat online durch die GfK erhoben, einem auf solche Konsumumfragen spezialisierten, unabhängigen Institut. Den Kern der Umfrage bildeten Angaben zum realisierten Konsum des befragten Haushalts im jeweiligen Vormonat („retrospektive Konsumangaben“) sowie Angaben zum erwarteten Konsum im jeweiligen Folgemonat („prospektive Konsumangaben“). Diese Fragen wurden durch detaillierte sozioökonomische und soziodemographische Angaben ergänzt.

Die Umfrageteilnehmer wurden durch die GfK aus einem *Online Access Panel* gezogen, einer kontinuierlich aktualisierten Datenbank mit soziodemographischen Profilen identitätsgeprüfter und potentiell auskunftswilliger Individuen mit etwa 40.000 aktiven Einträgen. Hieraus wurde eine Quotenstichpro-

be auf Basis der Strukturmerkmale Alter, Geschlecht, Haushaltsgröße und Nielsen-Gebieten gezogen.³ Die Teilnahme an der Umfrage war freiwillig (siehe [Bachmann et al., 2021](#), für eine ausführliche Datenbeschreibung und Diskussion der Datenqualität). Die Vorgaben zur Quotierung der Stichprobe wurden aus den Verteilungen des Mikrozensus 2019 ermittelt, wobei Personen jünger als 18 oder älter als 74 Jahre nicht berücksichtigt wurden. Einmal befragte Individuen wurden für die Quotenstichprobe nachfolgender Wellen ausgeschlossen. Die Rohdaten wurden seitens der GfK per Standardverfahren erstbereinigt⁴ und dem Statistischen Bundesamt zur Ableitung weiterer Variablen zur Verfügung gestellt. Außerdem wurde die Konsumumfrage zusätzlich nachträglich durch Hochrechnungsgewichte an die Population des Mikrozensus 2019 hinsichtlich der multivariaten Verteilung von Haushaltsgröße, Haushaltstyp,⁵ nominalem Nettohaushaltseinkommen (kategorial) und der Anzahl im Haushalt lebender Kinder unter 18 Jahren angeglichen. Tabelle [A.1](#) im Anhang [I](#) liefert eine Übersicht zum Stichprobenumfang der einzelnen Wellen der Konsumumfrage.

Datenqualität Zur Plausibilisierung der Umfrageergebnisse führten [Bachmann et al. \(2021\)](#) eine Validierung der Umfrage an der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2018 (EVS) durch. Die EVS liefert aufgrund ihrer methodischen Tiefe und der großen Stichprobe das verlässlichste und zugleich detaillierteste Abbild des Konsumverhaltens deutscher Haushalte. Da die EVS nur alle fünf Jahre durchgeführt wird, zuletzt 2018, kann sie selbst nicht zur Evaluierung der Konjunkturmaßnahmen von 2020 genutzt werden.

[Bachmann et al. \(2021\)](#) vergleichen die Daten des dritten und vierten Quartals der EVS 2018 mit den Angaben der Konsumumfrage in Bezug auf soziodemographische Merkmale sowie den retrospektiven und prospektiven Konsum und finden grundsätzlich eine gute Übereinstimmung.

Im Vergleich zu den EVS Daten sind die rohen Umfragedaten jedoch deutlich rechtsschiefer verteilt und haben eine zu große Mittelwert-Median Diskrepanz. Dies führt zu zu großen und ungenauen Schätzungen des mittleren Konsums, siehe Abb. [1a](#). Wir folgen daher dem von [Bachmann et al. \(2021\)](#) vorgeschlagenen Verfahren zur Bereinigung der Umfragedaten von Ausreißern.⁶

Nach dieser Bereinigung liefern die Konsumangaben der Umfrage dann ein plausibles Profil entlang der Einkommensverteilung sowie weiterer sozioökonomischer Populationsmerkmale ([Bachmann et al., 2021](#)), siehe Abb. [1b](#). Außergewöhnliche, durch die pandemische Rezession verursachte ökonomische Begleitumstände führten zu Verschiebungen von Konsumniveaus in allen Einkommensgruppen nach unten.

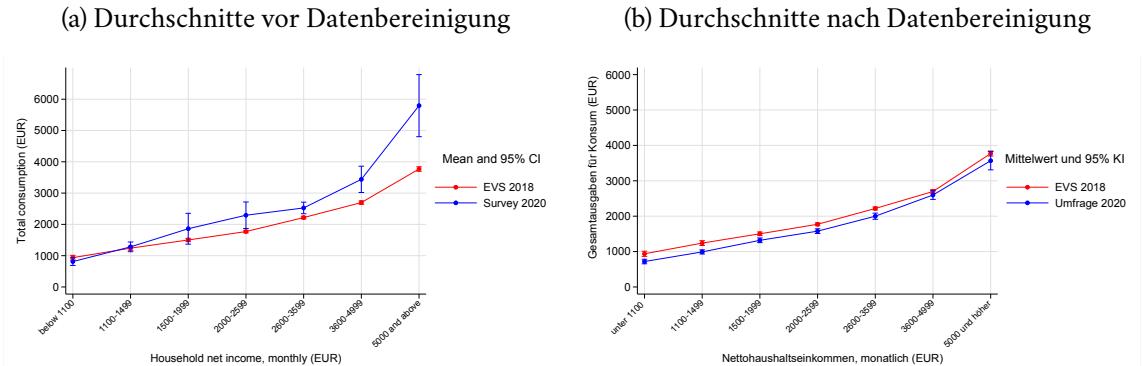
³Die einzelnen Merkmale wurden nicht untereinander gekreuzt. Bei Nielsen-Gebieten handelt es sich um eine regionale Unterteilung der Bundesländer, welche sich vorrangig nach statistischen Gesichtspunkten richtet.

⁴Beispielsweise wurden Dubletten statistisch und per IP-Adressenabgleich gefiltert um sicherzustellen, dass keine zwei Personen aus demselben Haushalt stammen.

⁵Die Haushaltstypen sind: Einzelhaushalte, Paarhaushalte ohne Kind, Paarhaushalte mit Kindern, Alleinerziehende.

⁶Weitere Sondereffekte ergeben sich aus dem Weihnachtsgeschäft, welches in der EVS enthalten ist, nicht aber in den retrospektiven Konsumdaten der Umfrage und den konjunkturellen bzw. pandemiebedingten Sondereffekten des Jahres 2020, siehe auch [Bachmann et al. \(2021\)](#).

Abbildung 1: Externe Validierung der monatlichen Konsumumfrage an Quartalsdaten der EVS



Anmerkungen: Gewichtete Mittelwerte monatlicher Gesamtausgaben für Konsum auf der y-Achse von Haushalten nach Gruppierungsmerkmal auf der x-Achse. Die Darstellung reproduziert die Abbildung 6 aus [Bachmann et al. \(2021\)](#).

3 Empirische Methodik

3.1 Identifikation

Da der an einen Haushalt ausgezahlte Kinderbonus lediglich von der Zahl der kindergeldberechtigten Kinder abhängt, ist dieser in der Konsumumfrage unmittelbar ersichtlich.⁷ Die Schätzung der daraus entstehenden Konsummultiplikatoren wird allerdings durch eine Reihe statistischer Hürden verkompliziert.⁸ Unterstellt man eine übliche Konsumfunktion, bei der Konsum grundsätzlich auf vergangene, gegenwärtige und zukünftige Einkommen reagieren kann, so ergibt sich in Bezug auf den Kinderbonus folgende spezifische Darstellung:

$$c_{it} = \sum_{s=-\infty}^{\infty} \zeta_s \mathbb{E}_t b_{it-s} + \mu_i + \tau_t + F(X_i). \quad (1)$$

Diese Konsumfunktion stellt eine Beziehung zwischen Konsumausgaben (in logs) c_{it} im Monat t für den Haushalt i , und dem Kinderbonus b_{it-s} im Monat $t-s$, sowie weiterer beobachteter, $F(X_i)$, und unbeobachteter Einflussgrößen, $\mu_i + \tau_t$, (zeit- und haushaltsfixe Effekte) her. Die Koeffizienten ζ_s bilden dabei die so genannten intertemporalen marginalen Konsumneigungen ab (iMPC, [Auclert et al., 2018](#)). Die Terme für unbeobachtbare Einflussfaktoren erschweren die Identifikation des Kinderbonuskonsums.

Stünden echte Paneldaten zur Verfügung, so könnte man durch fixe Effekte oder das Bilden erster Differenzen unbeobachtete Heterogenität herausfiltern. Dies ist mit den vorliegenden Daten wegen der fehlenden echten Längsdimension der Umfrage nicht möglich. Allerdings stehen mit den erwarteten

⁷Der Kinderbonus beträgt im September (Oktober) 200 € (100 €) für jedes kindergeldberechtigte Kinder und 0 € in allen anderen Monaten in 2020. Wir berücksichtigen hier die dritte Zahlung in 2021, deren gesetzliche Grundlage auch erst später geschaffen wurde, nicht.

⁸Zur Überwindung dieser Probleme war in der Umfrage auch ein Surveyexperiment angelegt, welches auf unvollständige Informationen der Haushalte hinsichtlich des Kinderbonus abzielte. Da die überwiegende Mehrheit der betroffenen Familien offenbar allerdings sehr gut über die Modalitäten der Zahlungen informiert war, konnten wir das Experiment nicht zur Identifikation der Konsumeffekte des Kinderbonus nutzen.

Konsumausgaben c_{it+1}^e für jeden Haushalt ein Schätzer des Konsums im Folgemonat der Umfrage zur Verfügung. Wenn diese Erwartungen unverzerrt sind, so können wir – trotz mangelnder Panelstruktur – Veränderungen im Konsum durch die Differenz von retro- und prospektivem Konsum abbilden und somit den Einfluss sämtlicher zeitinvariante Haushaltseffekte herausfiltern. Dies führt, unter der weiteren Annahme, dass es über einen Dreimonatszeitraum keine nennenswerte erwartete Veränderung der beobachtbaren und unbeobachtbaren Haushaltscharakteristika gibt, durch Bilden von Differenzen zu folgender Schätzgleichung:

$$c_{it+1}^e - c_{it-1} = \beta_t k_{it} + \hat{\tau}_t + e_{it} \quad (2)$$

Hierbei bezeichnet k_{it} die Anzahl der kindergeldberechtigten Kinder, welche die Höhe der Bonuszahlungen in den verschiedenen Monaten bestimmt. Die Koeffizienten β_t geben an,⁹ wie stark das Konsumwachstum eines Haushalts mit k_{it} Kindern sich von einem vergleichbaren Haushalt mit einem Kind weniger unterscheidet. Durch das Bilden der Differenz zwischen erwartetem Konsum und vergangenem Konsum werden die Effekte unbeobachteter und beobachteter zeitinvariante Haushaltscharakteristika eliminiert. Der Parameter $\hat{\tau}_t$ macht die Verwendung monatsfixer Effekte explizit.

Zusätzlich schätzen wir (2) auch in einer Spezifikation, die subgruppenspezifische Effekte für β_t erlaubt. Konkret stratifizieren wir, diskretisiert in zwei Gruppen, nach liquidem Vermögen des Haushalts und danach, ob Haushalte die Rückzahlung des Kinderbonus durch eine Erhöhung der persönlichen Einkommensteuer erwarten. Auch hier unterstellen wir, dass die Kategorisierung der Haushalte in den beiden Referenzmonaten konstant ist, so dass die gruppenspezifischen Effekte durch das Bilden erster Differenzen verschwinden.¹⁰

Obgleich dieser (Quasi-) Panelansatz unbeobachtbare Unterschiede kontrollieren kann, identifiziert er nicht direkt die Konsumreaktion der Haushalte auf den Kinderbonus im Niveau. Diese ergibt sich erst aus der Aggregation des Konsumwachstums über die Zeit. Da wir die erwartete Konsumdifferenz in (3) zwischen August und Juni bzw. Juli und Mai nicht beobachten, machen wir folgende identifizierende Annahme:¹¹

Annahme Vorzieh- bzw. Erwartungseffekte im Juli und August (und allen Monaten davor) sind vernachlässigbar, d.h. $\zeta_{-1} \mathbb{E}_{Aug} b_{i,Sept} \approx \zeta_{-2} \mathbb{E}_{Aug} b_{i,Okt} \approx 0$, $\zeta_{-2} \mathbb{E}_{Jul} b_{i,Sept} \approx \zeta_{-3} \mathbb{E}_{Jul} b_{i,Okt} \approx 0$.

Diese Annahme ist dann erfüllt, wenn Haushalte entweder im Juli bzw. August noch nicht die künftigen Bonuszahlungen erwarten, $\mathbb{E}_t b_{i,Okt} = \mathbb{E}_t b_{i,Sept} = 0$, oder, z.B. weil sie liquiditätsbeschränkt sind, im Juli und August noch nicht auf die Bonuszahlung reagieren $\zeta_s = 0$ für $s < 0$.

⁹Wobei $\beta_t = \left(\sum_{s=-\infty}^{\infty} \zeta_s \mathbb{E}_t \frac{b_{it+1-s}}{k_{it}} - \sum_{s=-\infty}^{\infty} \zeta_s \mathbb{E}_t \frac{b_{it-1-s}}{k_{it}} \right)$ ist und $\frac{b}{k}$ die Kinderbonuszahlung pro Kind.

¹⁰Wenn zum Beispiel Kreditbeschränkungen keine Rolle spielen, sollte der Kinderbonus bei Haushalten, die eine solche Rückzahlung erwarten, theoretisch keinerlei Konsumanpassungen auslösen.

¹¹Eine Verletzung dieser Annahme führt allerdings zur *Unterschätzung* der Konsumeffekte.

3.2 Stichprobe

Zunächst schließen wir Beobachtungen mit niedriger Datenqualität von der Analyse aus. Wie eingangs erwähnt, wenden wir hierfür das von [Bachmann et al. \(2021\)](#) vorgeschlagene Datenbereinigungsverfahren an, welches Datenpunkte mit auffälligen Antwortmustern eliminiert. Das Verfahren verwendet mehrere Kriterien für zweifelhafte Angaben zum Konsum relativ zum angegebenem Einkommen, zum Einkommenswachstum und zu den Ausgaben für kurzlebige Konsumgüter. Dadurch werden etwa 10% der Stichprobe ausgeschlossen. Zudem schließen wir in unserer Grundspezifikation Haushalte aus, welche auf die Frage, ob sie erwarten, den Kinderbonus später per Einkommensteuer zurückzahlen zu müssen, mit „Weiß nicht“ antworten. Schließlich beschränkt sich unsere Grundspezifikation auch auf Haushalte, die überhaupt kindergeldberechtigt sind.

Während allgemeine Konsumsaisonalität durch monatsspezifische fixe Effekte aufgefangen wird, kann unsere Identifikationsstrategie durch eine kinderzahlabhängige Konsumsaisonalität gefährdet werden. Urlaubausgaben in Ferienzeiten wären in diesem Zusammenhang eine denkbare Quelle, denn sie dürften, jedenfalls in vielen Fällen, *in der Zahl der Kinder* steigen. Daher belassen wir nur Haushalte mit schulpflichtigen Kindern in unserem Sample, wenn in den jeweiligen Bezugsmonat der Befragung weniger als zwei Wochen Schulferien fallen.

Das heißt, für den Umfragemonat August, wo retrospektive Angaben den Juli betreffen, behalten wir Haushalte aus Baden-Württemberg, Bayern, Bremen, Niedersachsen, Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen im Sample. Für den Umfragemonat September, wo retrospektive Angaben den August betreffen, nutzen wir Daten aus Berlin, Brandenburg, Hamburg und Mecklenburg-Vorpommern. Für den Umfragemonat Oktober gibt es keinen Grund eine spezielle kinderzahlabhängige Saisonalität zu unterstellen. Die Umfragemonate November und Dezember nutzen wir nicht, da sie durch das Weihnachtsgeschäft geprägt sind, welches wieder ein Problem kinderzahlabhängiger Konsumsaisonalität generieren kann. Somit basieren unsere Analysen auf einer Stichprobe von 1.925 Haushalten.¹²

3.3 Kumulative Konsumimpulsantwort

Die kumulative Konsumimpulsantwort, κ_t , des Kinderbonus, lässt sich unter den gemachten Annahmen, insbesondere der Annahme, dass es keine Erwartungs- bzw. Vorzieheeffekte gibt, für unterschiedliche Subpopulationen aus den Koeffizienten β_t aus Gleichung (2) berechnen. Dabei nutzen wir, dass per Konstruktion

$$\beta_t = (\kappa_{t+1} - \kappa_t) - (\kappa_{t-1} - \kappa_{t-2}) \quad (3)$$

ist, wobei die Differenzen in Klammern die jeweilige Konsumniveaureaktion im entsprechenden Monat sind, die in κ kumuliert werden. Anders ausgedrückt ergibt sich die Folge der kumulierten Konsumef-

¹²Im Anhang I, in Tabelle A.2, zeigen wir die Effekte der einzelnen Stichprobenselektionsschritte auf die Stichprobengröße. Unsere Ergebnisse sind robust gegenüber Stichprobenmodifikationen: Abbildungen A.5, A.6 und A.7 im Anhang III zeigen die Ergebnisse unserer Schätzungen für größere Stichproben ohne Ferienbereinigung bzw. einschließlich kinderloser Haushalte mit ähnlicher Altersstruktur.

fekte als

$$\kappa_{t+1} = \beta_t + \kappa_t + \kappa_{t-1} - \kappa_{t-2}. \quad (4)$$

Die identifizierende Annahme ist, dass es (im Sample) im August und Juli (und natürlich auch bevor die Maßnahme beschlossen wurde) keinen zeitvariablen Effekt der Kinderzahl auf das Konsumniveau, mithin keine nennenswerten Vorzieheffekte des Kinderbonus in diesen Monaten gab. Dies kann bedeuten, dass entweder die entsprechenden intertemporalen MPCs auf zukünftige Zahlungen, z.B. wegen Liquiditätsbeschränkungen, klein sind, oder die Kinderbonuszahlung noch nicht voll in der Informationsmenge der Haushalte ist. Da der Kinderbonus nach relativ kurzer Beratung im Bundestag erst Ende Juni 2020 beschlossen wurde, sind Vorzieheffekte bereits vor Juli 2020 praktisch ausgeschlossen. Insgesamt ergibt sich daher:

$$\dots = \kappa_{\text{Jun}} = \kappa_{\text{Jul}} = \kappa_{\text{Aug}} = 0. \quad (5)$$

Damit ergibt sich der erste von Null verschiedene kumulierte Effekt im September als

$$\kappa_{\text{Sep}} = \beta_{\text{Aug}}. \quad (6)$$

Mit der definitorischen Gleichung (4) erhalten wir dann fortgesetzt für den Oktober

$$\kappa_{\text{Okt}} = \beta_{\text{Aug}} + \beta_{\text{Sep}} \quad (7)$$

und für den November

$$\kappa_{\text{Nov}} = 2\beta_{\text{Aug}} + \beta_{\text{Sep}} + \beta_{\text{Okt}}. \quad (8)$$

Die Standardfehler—und somit Konfidenzbänder—der kumulierten Impulsantwort ergeben sich aus aus den entsprechenden Elementen der geschätzten Kovarianzmatrix der Regression (2).¹³

Die so berechneten kumulierten Effekte sind eine konservative Schätzung. Inkludiert man Vorzieheffekte eines erhöhten Konsumniveaus im Juli und August mit entsprechenden $\tilde{\kappa}_{\text{Jul}}, \tilde{\kappa}_{\text{Aug}} \geq 0$, so erhält man, denn es gilt ja weiterhin, dass alle Effekte vor Einführung des Bonus Null sein müssen:

$$\begin{aligned} \tilde{\kappa}_{\text{Jul}} &= \tilde{\beta}_{\text{Jun}}, \\ \tilde{\kappa}_{\text{Aug}} &= \tilde{\beta}_{\text{Jun}} + \tilde{\beta}_{\text{Jul}}, \\ \tilde{\kappa}_{\text{Sep}} &= 2\tilde{\beta}_{\text{Jun}} + \tilde{\beta}_{\text{Jul}} + \beta_{\text{Aug}}, \\ \tilde{\kappa}_{\text{Okt}} &= 2\tilde{\beta}_{\text{Jun}} + 2\tilde{\beta}_{\text{Jul}} + \beta_{\text{Aug}} + \beta_{\text{Sep}}, \\ \tilde{\kappa}_{\text{Nov}} &= 3\tilde{\beta}_{\text{Jun}} + 2\tilde{\beta}_{\text{Jul}} + 2\beta_{\text{Aug}} + \beta_{\text{Sep}} + \beta_{\text{Okt}}. \end{aligned}$$

Da die erste Befragungswelle im August 2020 stattfand, können wir $\tilde{\beta}_{\text{Jun}}$ und $\tilde{\beta}_{\text{Jul}}$, und damit $\tilde{\kappa}_{\text{Jul}}$ und $\tilde{\kappa}_{\text{Aug}}$, jedoch nicht schätzen und nehmen daher an, dass sie nicht von Null verschieden sind.

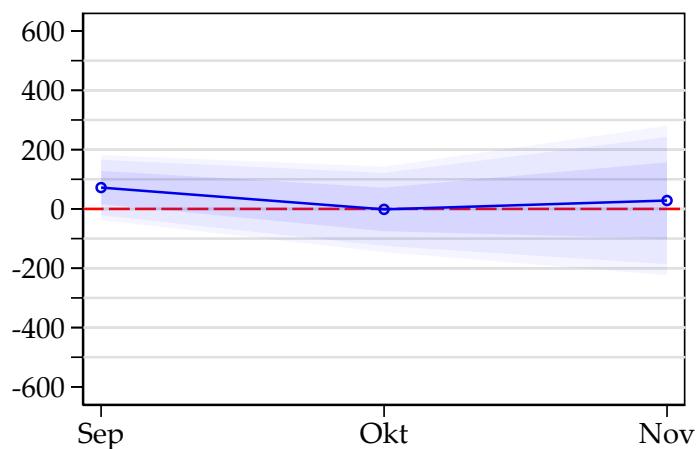
¹³Implizit treffen wir die Annahme, dass sich die Zahl der kindergeldberechtigten Kinder nicht von t auf $t+1$ verändert. Diese Annahme ist jedoch insofern unproblematisch, als dass der volle Kinderbonus ausgezahlt wurde, wenn für mindestens einen Kalendermonat (nicht notwendigerweise September oder Oktober) des Jahres 2020 Anspruch auf Kindergeld bestand.

4 Ergebnisse

4.1 Kumulierte Konsumantwort

Abbildung 2 stellt die kumulierten Konsumantworten auf den Kinderbonus dar, wobei zunächst alle Haushalte zusammen betrachtet werden. Die Punktschätzungen sind schwach positiv mit anfangs ca. 100€ Konsummehrausgaben im September. In den Folgemonaten gibt es keinen weiteren zusätzlichen Konsum aus dem Bonus. Im Gegenteil, die Mehrausgaben im September werden zum Teil durch Minderausgaben im Oktober kompensiert. Die Schätzungenuigkeits ist aufgrund der relativ kleinen Stichprobe bei gleichzeitig großer Heterogenität der Haushalte allerdings substantiell.

Abbildung 2: Kumulative Konsumantwort, Durchschnitt aller Empfängerhaushalte

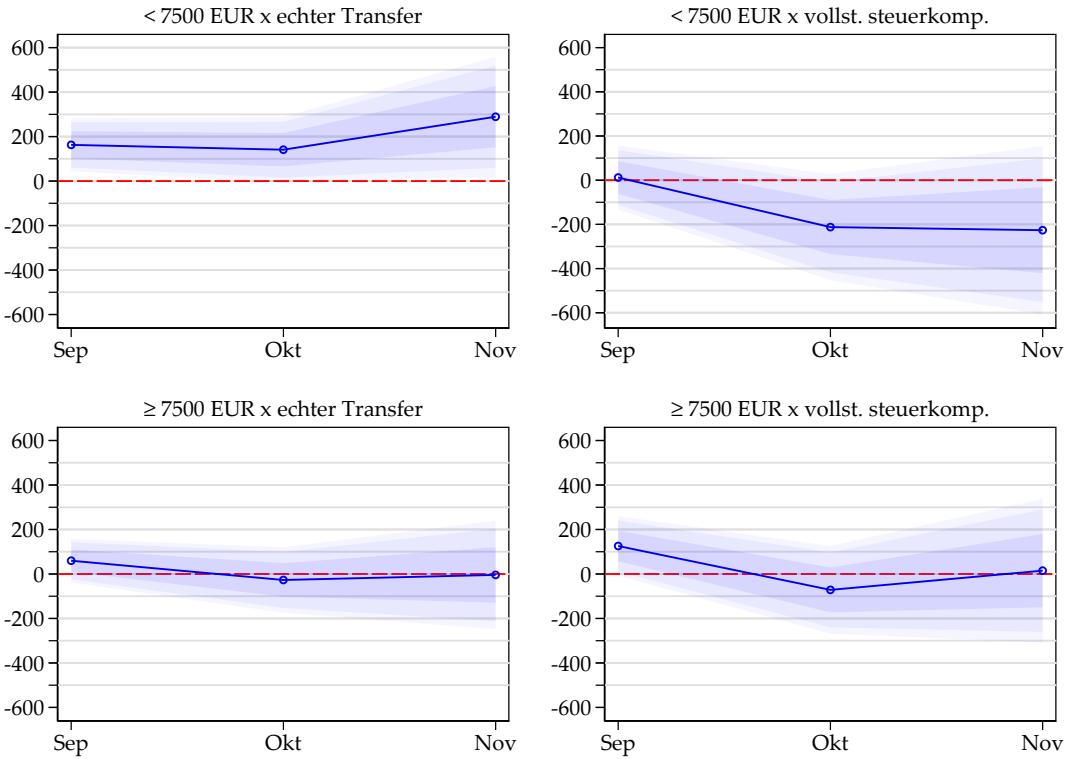


Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum aller Haushalte. Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer. Die Stichprobe ist gewichtet und umfasst 1925 Haushalte: 528 für den Schätzer im September, 616 im Oktober und 781 im November. **Ungewichtete Schätzungen sind qualitativ identisch und werden in Abbildung A.1 im Anhang dargestellt.**

Abbildung 3 wiederholt daher die Schätzung, teilt dabei aber die Stichprobe entlang der Linien liquides Vermögen und Erwartungen bezüglich der Rückzahlbarkeit des Kinderbonus. Haushalte, die gleichzeitig ein niedriges liquides Vermögen haben (< 7.500 €) und erwarten,¹⁴ dass sie den Kinderbonus nicht (oder nicht vollständig) zurückzahlen müssen, die also einen echten Transfer erwarten, erhöhen ihren Konsum unmittelbar um rund 200 € und verausgaben den Bonus bis November vollständig. Alle anderen Gruppen haben statistisch insignifikante kumulative Konsumantworten. Im Lichte der in Abschnitt 3.3 angestellten Überlegungen dürfte der Schätzer für Haushalte mit niedrigem liquiden Vermögen auch ökonomisch am präzisesten sein, wohingegen für die komplementäre Gruppe aufgrund von möglichen Vorzieheffekten eine Unterschätzung vorliegen kann.

¹⁴Daten zum liquiden Vermögen liegen in diskreten Klassen vor. Circa 50% der Haushalte geben an, über mehr als 7.500 € liquides Vermögen zu verfügen.

Abbildung 3: Kumulative Konsumantwort, Liquidität und Rückzahlungserwartung

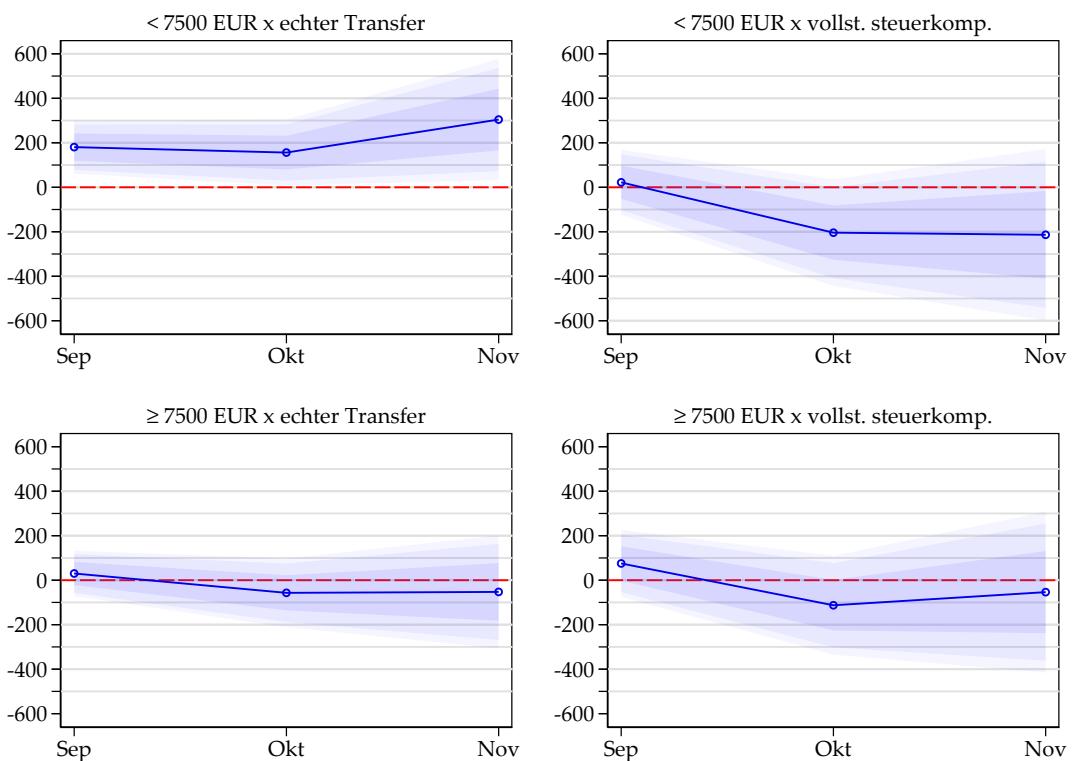


Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum (Haushalte stratifiziert nach liquidem Vermögen unter (über) 7.500 EUR und danach, ob sie höchstens eine teilweise (vollständige) Rückzahlungsverpflichtung des Kinderbonus per Einkommensteuer erwarten). Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer. Die Stichprobe ist gewichtet und umfasst 1925 Haushalte; die Größe der Unterstichproben in jedem Monat ist in Tabelle A.2 im Anhang I aufgeschlüsselt. **Ungewichtete Schätzungen sind qualitativ identisch und werden in Abbildung A.2 im Anhang dargestellt.**

Alternative Spezifikationen Unsere Grundspezifikation (2) berücksichtigt Heterogenität der Haushalte lediglich durch Differenzenbildung. In einem ersten Schritt fügen wir daher Kontrollvariablen für das Alter des Hauptverdieners, das Haushaltseinkommen und das liquide Vermögen hinzu. Darüber hinaus werden die Kontrollvariablen mit Monatsdummies interagiert. Abbildung 4 zeigt, dass dieses Hinzufügen die Schätzunsicherheit wie erwartbar etwas reduziert. Die Punktschätzer bleiben aber im Kern unverändert. Abbildung A.4 im Anhang III wiederholt diese Schätzung mit den drei Kontrollvariablen in nicht-linearer Form (ebenfalls mit Monatsdummies interagiert). Auch hier bleiben die Punktschätzer im Kern unverändert, wobei sich die Schätzunsicherheit weniger reduziert.

In unserer Grundspezifikation fassen wir Haushalte, die keine oder eine teilweise Rückzahlungsverpflichtung erwarten, in einer Gruppe zusammen, um gegebenenfalls die Präzision der Schätzung zu erhöhen. In Abbildung 5 zeigen wir, dass die beiden Teilgruppen in der Tat eine sehr ähnliche Konsumantwort aufweisen. Theoretisch sollten Haushalte ohne Liquiditätsbeschränkung sowie jene in Erwartung einer vollständigen Steuerkompensation nur minimale Konsumreaktionen auf den Kinderbonus zeigen. Tat-

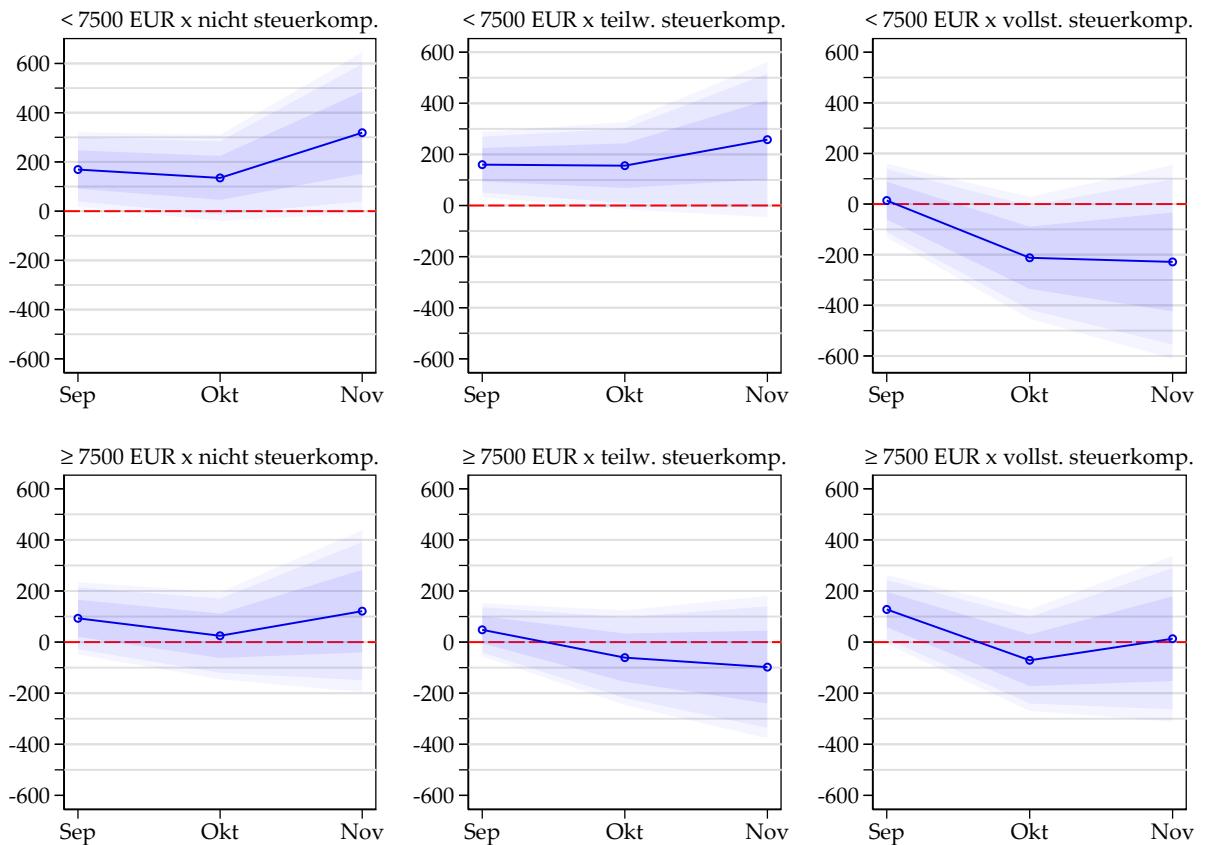
Abbildung 4: Kumulative Konsumantwort, lineare Kontrollen für Haushaltscharakteristika



Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum (Haushalte stratifiziert nach liquidem Vermögen unter (über) 7.500 EUR und danach, ob sie höchstens eine teilweise (vollständige) Rückzahlungsverpflichtung des Kinderbonus per Einkommensteuer erwarten). Kontrollen für das Alter des Hauptverdiener (in Fünfjahresintervallen), das Haushaltseinkommen (Klassenschwerpunkte, sieben Klassen) und das liquide Vermögen (Klassenschwerpunkte, fünf Klassen), die linear eingehen. Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer. Die Stichprobe ist gewichtet und umfasst 1925 Haushalte; die Größe der Unterstichproben in jedem Monat ist in Tabelle A.2 im Anhang I aufgeschlüsselt. **Ungewichtete Schätzungen sind qualitativ identisch und werden im Anhang in Abbildung A.3 dargestellt.**

sätzlich können unsere Schätzungen die kumulativen Konsumantworten dieser Haushalte statistisch nicht von Null unterscheiden.

Abbildung 5: Kumulative Konsumantwort, drei Rückzahlungserwartungsgruppen



Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum (Haushalte stratifiziert nach liquidem Vermögen unter (über) 7.500 EUR und danach, ob sie keine, höchstens eine teilweise oder eine vollständige Rückzahlungsverpflichtung des Kinderbonus per Einkommensteuer erwarten). Schätzungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer. Die Gesamtstichprobe ist gewichtet und umfasst 1925 Haushalte; die Größe der Unterstichproben in jedem Monat ist in Tabelle A.2 im Anhang I aufgeschlüsselt.

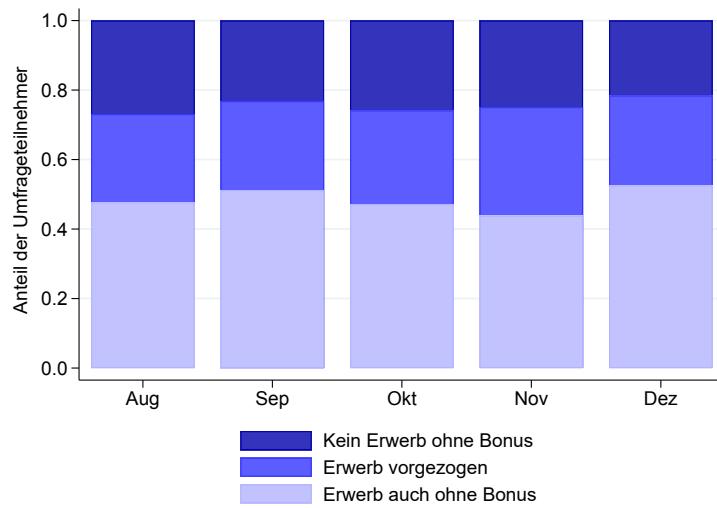
Wir können unsere Schätzungen aus Abbildung 3 nutzen, um eine verbesserte Schätzung des gesamtwirtschaftlichen Konsumimpulses der Kinderbonuszahlungen zu erhalten. Wenn wir die bis zum Monat November kumulierten Konsumeffekte der einzelnen Gruppen gemäß dem Verhältnis der Populationszusammensetzung aggregieren (siehe Tabelle A.3 im Anhang I), beläuft sich die durchschnittliche Konsumneigung der Kinderbonuszahlungen auf etwa 21%.

4.2 Aussagekraft von Selbstauskünften

Eine potenzielle Alternative, um die Konsumwirkung eines Transfers zu erfassen, ist es, direkt Haushalte nach ihren Intentionen hinsichtlich der Verwendung des zusätzlichen Transfers zu befragen (siehe z.B. Behringer and Dullien, 2020; Beznoska et al., 2020). Dieses Vorgehen liefert zwar relativ einfach

und schnell Ergebnisse, verlangt von den befragten Haushalten aber ein höheres Niveau an kognitiver Durchdringung der Wirkung des Transfers: Sie müssen die kontrafaktische Situation ohne Transfer mit der faktischen Situation mit Transfer vergleichen. Sie müssen sich also vergegenwärtigen, ob die „mit dem Transfer“ getätigten Ausgaben an anderer Stelle zu Einsparungen führen. Der Befragte muss also nicht nur denken: „Mit dem Kinderbonus kaufe ich meinen Kindern Spielzeug“, sondern es muss auch so sein, dass nicht nur ebendieses Spielzeug ohne den Kinderbonus nicht angeschafft worden wäre, sondern auch keine andere, z.B. kleinere, Spielzeuganschaffung dadurch verdrängt wurde.

Abbildung 6: Subjektive Selbstauskunft, Kausalität des Kinderbonus für Anschaffungen



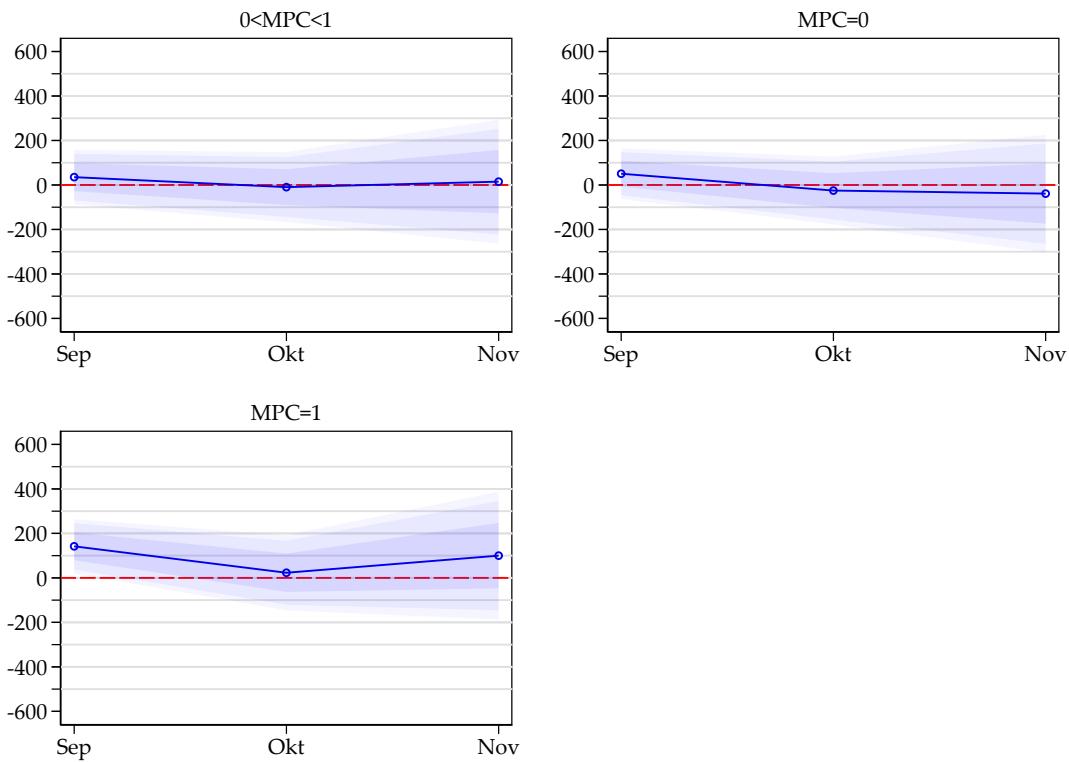
Anmerkungen: Haushalte, welche angaben, den Kinderbonus zumindest teilweise für langlebige Gebrauchsgüter auszugeben, wurden in der Umfrage zusätzlich gefragt, inwieweit diese Ausgaben durch den Kinderbonus tatsächlich ausgelöst wurden, bzw. nur vorgezogen wurden. Die Abbildung zeigt die (gewichteten) Anteile von Haushalten in den entsprechenden Antwortkategorien.

Dass diese Form des *mental accounting* wahrscheinlich eine Herausforderung für Haushalte darstellt, kann aus Abbildung 6 entnommen werden. Das Gros der Haushalte, die angeben den Kinderbonus zur Anschaffung von dauerhaften Konsumgütern genutzt zu haben, gibt auch an, dass sie die Güter sowieso angeschafft hätten. In diesem Sinne ist es also falsch, die gesamten Ausgaben, welche die Haushalte dem Kinderbonus zurechnen, auch ökonomisch dem Kinderbonus zuzurechnen. Hinzukommt, dass solche subjektiven Selbstauskünfte hinsichtlich der Kausalität des Kinderbonus für Anschaffungen das Problem einer möglichen Substitution (im Beispiel: andere Spielzeuganschaffungen) nicht adressieren. Da die Konsumbefragung sowohl Fragen nach der subjektiven Erwartung bezüglich der spezifischen Nutzung des Kinderbonus als auch bezüglich des allgemeinen Konsumniveaus enthält, erlaubt sie uns, den Ansatz über die direkte Befragung mit dem über die Erfassung von allgemeinen Konsumausgaben zu vergleichen. Abbildung 7 zeigt wieder die kumulierten Konsumantworten, teilt aber hier die Stichprobe in drei Gruppen bezüglich der angegebenen spezifischen Nutzung des Bonus.

Die erste Gruppe gibt an, den Kinderbonus überhaupt nicht zu verausgaben ($MPC = 0$). Die zweite Gruppe gibt an, einen Teil des Bonus zu verausgaben ($0 < MPC < 1$). Die dritte Gruppe gibt an, den Bonus vollständig zu verausgaben ($MPC = 1$). Alle drei kumulierten Konsumantworten sind

statistisch nicht zu unterscheiden. Die Frage nach der spezifischen Nutzung des Kinderbonus enthält also wenig Information über das vom selben Haushalt erwartete Wachstum seines Gesamtkonsums; ein weiterer Hinweis auf *mental accounting*. Wir halten daher die Methode, spezifische Nutzung von Transferzahlungen direkt von den Haushalten zu erfragen für möglicherweise problematisch.

Abbildung 7: Kumulative Konsumantwort, Selbstauskunft zur spezifischen Nutzung des Kinderbonus



Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum (Haushalte stratifiziert danach, ob sie angeben den Kinderbonus überhaupt nicht, teilweise oder gänzlich für konsumptive Zwecke nutzen). Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer. Die Stichprobe ist gewichtet und umfasst 1925 Haushalte, wovon 597 eine MPC von null, 654 zwischen null und eins und 674 von eins angaben.

5 Schlussfolgerungen

Diese Arbeit untersucht die konsumstimulierende Wirkung des Kinderbonus. Dazu nutzen wir die Konsumumfrage des statistischen Bundesamtes, die im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen erfolgte. Wir identifizieren die Wirkung des Bonus, indem wir zunächst die Differenz zwischen Konsumerwartungen und dem vergangenen Konsum der befragten Haushalte bilden und diese Differenz dann zwischen Haushalten mit unterschiedlichen Kinderzahlen vergleichen.

Die kumulierte Konsumantwort der Haushalte, die den Kinderbonus erhalten, ist im Schnitt von September bis November nicht von Null verschieden. Anfängliche Mehrausgaben von ca. 100 € pro Kind im September werden durch Minderausgaben in den Folgemonaten kompensiert. Allerdings verbirgt

sich hinter dieser Durchschnittsbetrachtung eine substantielle Heterogenität. Haushalte, die erwarten, dass der Bonus zumindest teilweise ein echter Transfer für sie ist und die auch über wenig liquide Mittel verfügen, geben den Bonus vollständig zwischen September und November aus. Diese Gruppe macht etwa ein Viertel aller für unsere Schätzung relevanten Haushalte aus.

Für die anderen Gruppen können unsere Ergebnisse als Untergrenze interpretiert werden. Mögliche Vorzieheffekte, ein Mehrkonsum nach der Ankündigung des Bonus aber vor seiner Auszahlung, führen zu einer Unterschätzung der Gesamtwirkung. Unterstellt man, was der Theorie entsprechen würde, zumindest näherungsweise einen Nulleffekt in diesen anderen Gruppen, so ergibt sich, als verbesserte, weil Heterogenität der Haushalte explizit berücksichtigende, Schätzung des Gesamteffektes, eine durchschnittliche marginale Konsumneigung von etwa 37%.

Literatur

- Auclert, A., Rognlie, M., and Straub, L. (2018). The intertemporal Keynesian cross. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Bachmann, R., Bayer, C., and Kornejew, M. (2021). Bericht zur Datenqualität der Sonderbefragung zum Konsum privater Haushalte 2020. Mimeo.
- Behringer, J. and Dullien, S. (2020). Wie effektiv sind Mehrwertsteuersenkung und Kinderbonus im Konjunkturpaket? Erste Erkenntnisse aus der HBS-Erwerbstätigenbefragung. Technical report, IMK Policy Brief.
- Beznoska, M., Niehues, J., and Stockhausen, M. (2020). Etwa die Hälfte des Kinderbonus soll ausgegeben werden. Technical report, IW-Kurzbericht.
- Blundell, R., Pistaferri, L., and Preston, I. (2008). Consumption inequality and partial insurance. *American Economic Review*, 98(5):1887–1921.
- Deaton, A. (1992). *Understanding consumption*. Oxford University Press.
- Goldfayn-Frank, O., Lewis, V., and Wehrhöfer, N. (2022). Spending effects of child-related fiscal transfers. Centre for Economic Policy Research Working Paper DP17058.
- Hsieh, C.-T. (2003). Do consumers react to anticipated income changes? Evidence from the Alaska permanent fund. *American Economic Review*, 93(1):397–405.
- Kaplan, G. and Violante, G. L. (2010). How much consumption insurance beyond self-insurance? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(4):53–87.
- Parker, J. A., Schild, J., Erhard, L., and Johnson, D. (2022). Household spending responses to the Economic Impact Payments of 2020: Evidence from the Consumer Expenditure Survey. Working Paper 29648, National Bureau of Economic Research.
- Parker, J. A., Souleles, N. S., Johnson, D. S., and McClelland, R. (2013). Consumer spending and the economic stimulus payments of 2008. *American Economic Review*, 103(6):2530–53.
- Slacalek, J., Tristani, O., and Violante, G. L. (2020). Household balance sheet channels of monetary policy: A back of the envelope calculation for the Euro Area. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 115:103879.

APPENDIX

I Strichprobe der Konsumumfrage und der Analysen

Tabelle A.1 gibt die Anzahl der Beobachtungen der Konsumumfrage an und vergleicht diese mit der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS). Tabellen A.2 und A.3 geben die in den Schätzungen verwandten Stichprobenumfänge, roh und gewichtet, nach Bereinigung und Zuschnitt an.

Tabelle A.1: Stichprobenumfang der Konsumumfrage, Vergleich mit der EVS

Umfragewelle	Konsumumfrage		EVS
	Gesamt	mit Gewichten	
Juli	-	-	-
August	4.416	4.251	-
September	4.418	4.233	-
Quartal 3	8.834	8.484	13.442
Oktober	4.369	4.164	-
November	4.419	4.218	-
Dezember	4.364	4.154	-
Quartal 4	13.152	12.536	14.485
Quartal 3 + 4	21.986	21.020	27.927

Anmerkungen: Die Gewichte der Umfrage basieren unter anderem auf dem Haushaltsnettoeinkommen, über welches nicht alle Haushalte Auskunft gegeben haben.

Tabelle A.2: Stichprobenbereinigung und Unterstichprobengröße

Restriktion	Gesamt	davon		
		Aug	Sep	Okt
Mit Surveygewichten, in den Monaten Aug, Sep und Okt	12648	4251	4233	4164
Mit Angaben zu liquidem Vermögen	11021	3660	3737	3624
Datenbereinigung gemäß Bachmann et al. (2021)	10003	3336	3380	3287
Ohne „Weiß nicht“ bei Rückzahlungserwartung	9337	3077	3185	3075
Mit kindergeldberechtigen Kindern	2618	892	945	781
Restriktionen bzgl. Sommerschulferien	1925	528	616	781
<i>Nach Liquidität und Versteuerung des Kinderbonus:</i>				
< 7500 EUR × nicht steuerkomp.	456	111	155	190
< 7500 EUR × teilw. steuerkomp.	315	92	103	120
< 7500 EUR × vollst. steuerkomp.	204	65	60	79
≥ 7500 EUR × nicht steuerkomp.	245	61	86	98
≥ 7500 EUR × teilw. steuerkomp.	341	85	111	145
≥ 7500 EUR × vollst. steuerkomp.	364	114	101	149
Summe	1925	528	616	781
<i>Nach Konsumneigung, selbstberichtet :</i>				
MPC = 0	597	173	195	229
0 < MPC < 1	654	208	218	228
MPC = 1	674	147	203	324
Summe	1925	528	616	781

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt, wie einzelne Schritte der Stichprobenbereinigung den Stichprobenumfang beeinflussen sowie die Größe der Unterstichproben, die den Schätzungen der einzelnen kumulativen Konsumantworten zugrunde liegen.

Tabelle A.3: Stichprobenbereinigung und Unterstichprobengröße, Hochrechnungsgewichte

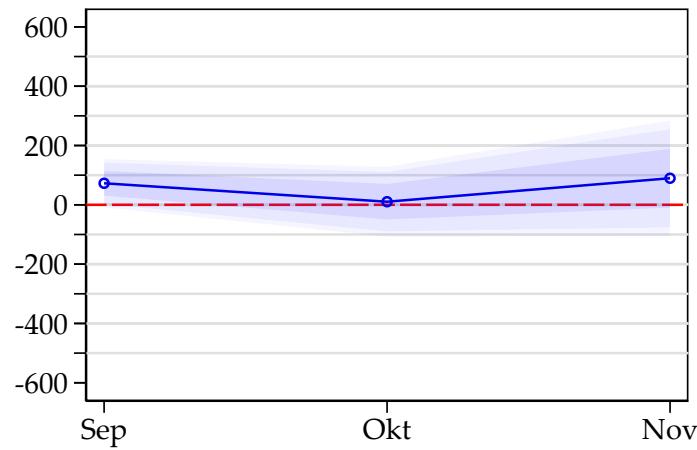
Restriktion	Gesamt	davon		
		Aug	Sep	Okt
Mit Surveygewichten, in den Monaten Aug, Sep und Okt	107424	35808	35808	35808
Mit Angaben zu liquidem Vermögen	94130	30796	31706	31629
Datenbereinigung gemäß Bachmann et al. (2021)	85878	28210	28705	28963
Ohne „Weiß nicht“ bei Rückzahlungserwartung	82076	26726	27678	27671
Mit kindergeldberechtigten Kindern	15939	5043	5793	5104
Restriktionen bzgl. Sommerschulferien	11788	3011	3673	5104
<i>Anteile (spaltenweise) nach Liquidität und Versteuerung des Kinderbonus:</i>				
< 7500 EUR \times nicht steuerkomp.	22%	20%	26%	20%
< 7500 EUR \times teilw. steuerkomp.	15%	17%	13%	16%
< 7500 EUR \times vollst. steuerkomp.	11%	13%	11%	10%
\geq 7500 EUR \times nicht steuerkomp.	14%	10%	16%	15%
\geq 7500 EUR \times teilw. steuerkomp.	18%	16%	17%	19%
\geq 7500 EUR \times vollst. steuerkomp.	20%	25%	17%	20%
<i>Anteile (spaltenweise) nach Konsumneigung, selbstberichtet:</i>				
MPC = 0	31%	33%	32%	28%
0 < MPC < 1	33%	35%	35%	30%
MPC = 1	37%	32%	33%	42%

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt im oberen Teil die Stichprobengrößen hochgerechnet in 1000 Haushalten (gerundet). Der untere Teil tabuliert hochgerechneten Unterstichproben als Anteile der Endstichprobe. Wie den ersten beiden Zeilen dieses Teils zu entnehmen ist, sind 37% der Empfängerhaushalte unserer Endstichprobe liquiditätsbeschränkt und erwarten gleichzeitig einen echten Transfer.

II Hauptergebnisse ohne Hochrechnungsgewichte

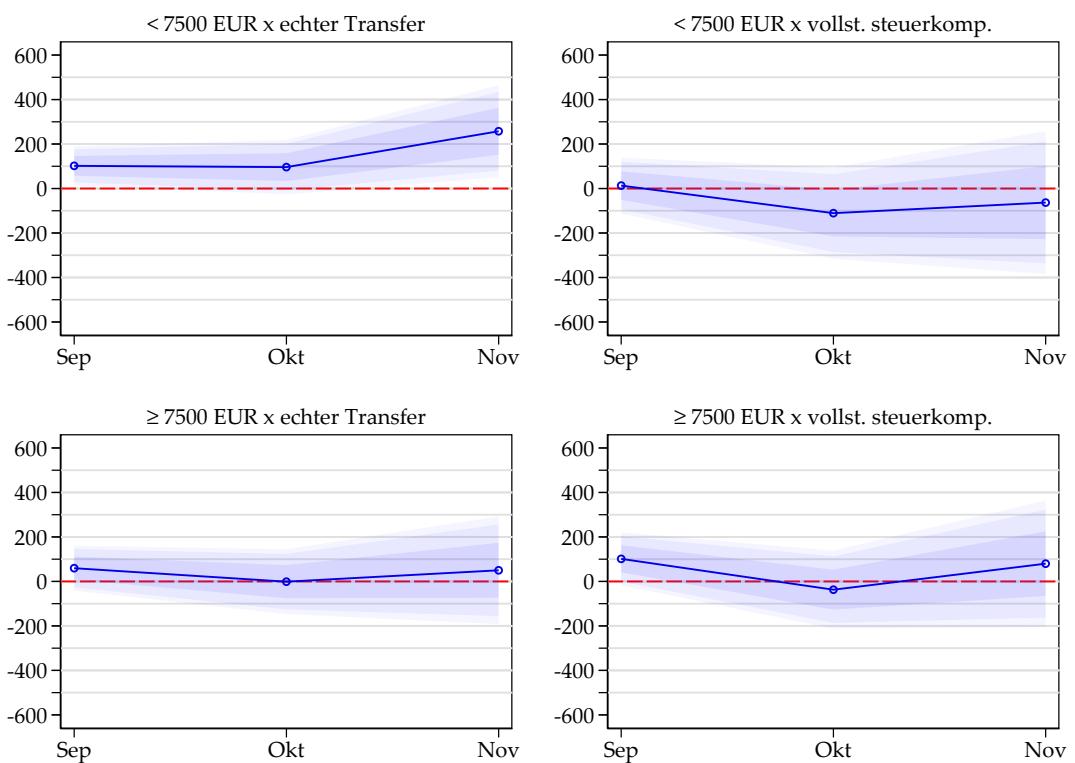
Für sämtliche Schätzungen nutzen wir die Hochrechnungsgewichte der Umfrage um die Repräsentativität zu gewährleisten. Tatsächlich verhalten sich die ungewichteten Schätzer sehr ähnlich:

Abbildung A.1: Kumulative Konsumantwort, Gesamtdurchschnitt, ungewichtet



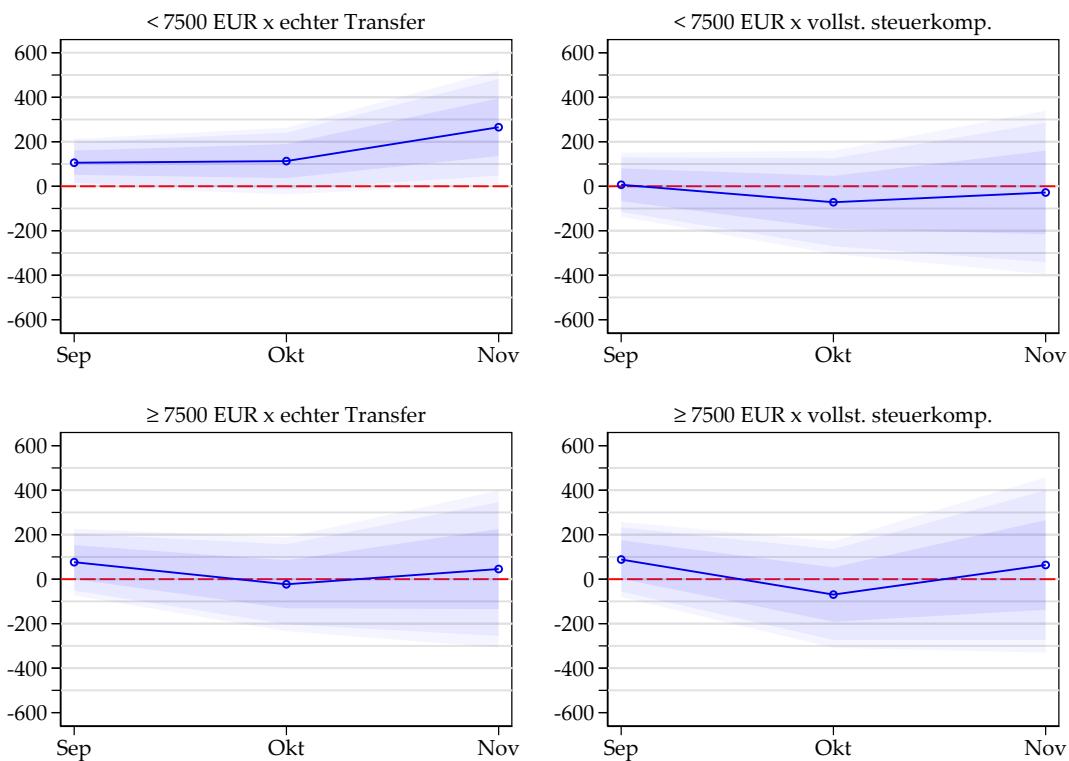
Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum aller Haushalte. Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer. Die Stichprobe ist ungewichtet und umfasst 1925 Haushalte: 528 für den Schätzer im September, 616 im Oktober und 781 im November.

Abbildung A.2: Kumulative Konsumantwort, Liquidität und Rückzahlungserwartung, ungewichtet



Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum (Haushalte stratifiziert nach liquidem Vermögen unter (über) 7.500 EUR und danach, ob sie höchstens eine teilweise (vollständige) Rückzahlungsverpflichtung des Kinderbonus per Einkommensteuer erwarten). Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer. Die Stichprobe ist ungewichtet und umfasst 1925 Haushalte; die Größe der Unterstichproben in jedem Monat ist in Tabelle A.2 im Anhang I aufgeschlüsselt.

Abbildung A.3: Kumulative Konsumantwort, lineare Kontrollen, ungewichtet

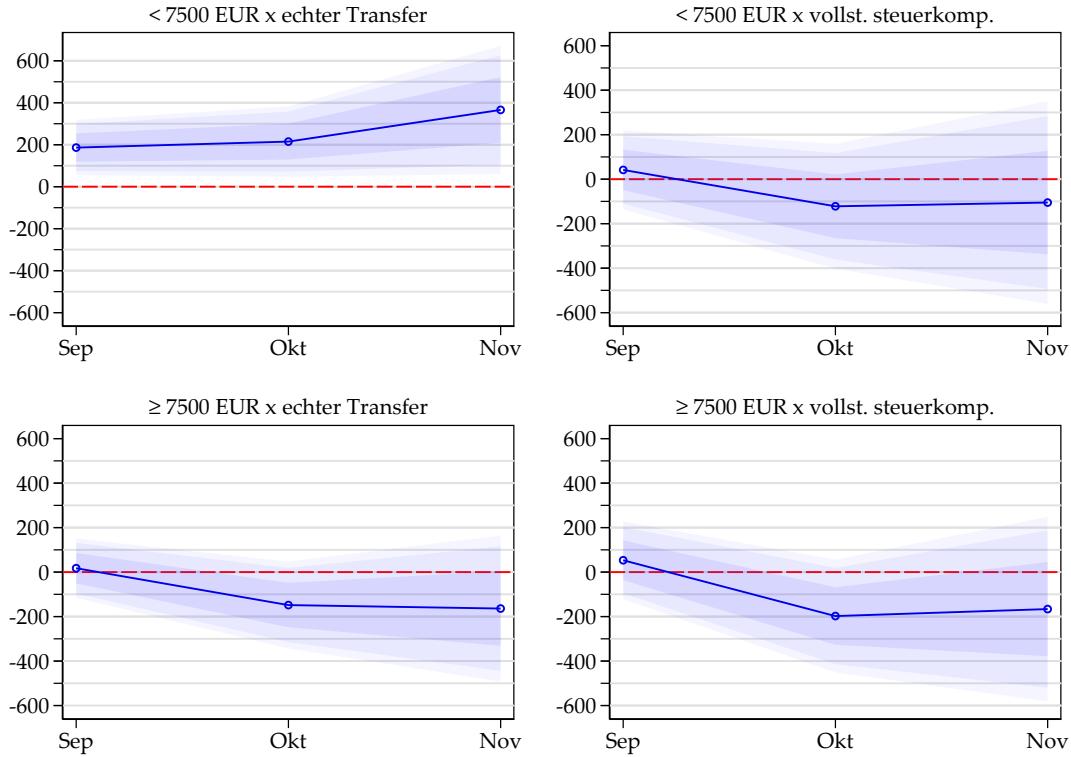


Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum (Haushalte stratifiziert nach liquidem Vermögen unter (über) 7.500 EUR und danach, ob sie höchstens eine teilweise (vollständige) Rückzahlungsverpflichtung des Kinderbonus per Einkommensteuer erwarten). Kontrollen für das Alter des Hauptverdiener (in Fünfjahresintervallen), das Haushaltseinkommen (Klassenschwerpunkte, sieben Klassen) und das liquide Vermögen (Klassenschwerpunkte, fünf Klassen), die linear eingehen. Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer. Die Stichprobe ist ungewichtet und umfasst 1925 Haushalte; die Größe der Unterstichproben in jedem Monat ist in Tabelle A.2 im Anhang I aufgeschlüsselt.

III Weitere Konsumimpulsantworten

Die Abbildungen A.4, A.5, A.6 und A.7 geben unsere Schätzergebnisse wieder für den Fall nicht-linearer Kontrollen beobachteter Haushaltscharakteristika bzw. alternativer Stichprobenzuschnitte.

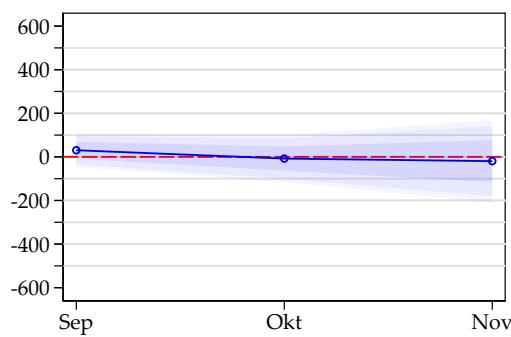
Abbildung A.4: Kumulative Konsumantwort, nicht-lineare Kontrollen für Haushaltscharakteristika



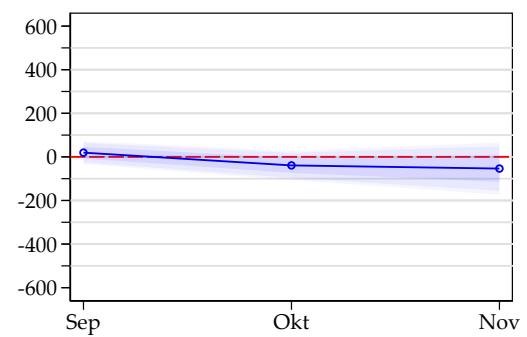
Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum (Haushalte stratifiziert nach liquidem Vermögen unter (über) 7.500 EUR und danach, ob sie höchstens eine teilweise (vollständige) Rückzahlungsverpflichtung des Kinderbonus per Einkommensteuer erwarten). Kontrollen für das Alter des Hauptverdieners (in Fünfjahresintervallen), das Haushaltseinkommen (Klassenschwerpunkte, sieben Klassen) und das liquide Vermögen (Klassenschwerpunkte, fünf Klassen), die als Klassendummies, d.h. nicht-linear, eingehen. Die Stichprobe ist gewichtet und umfasst 1925 Haushalte. Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer.

Abbildung A.5: Kumulierte Konsumantwort, alternative Stichproben

(a) Mit Haushalten in Schulferien

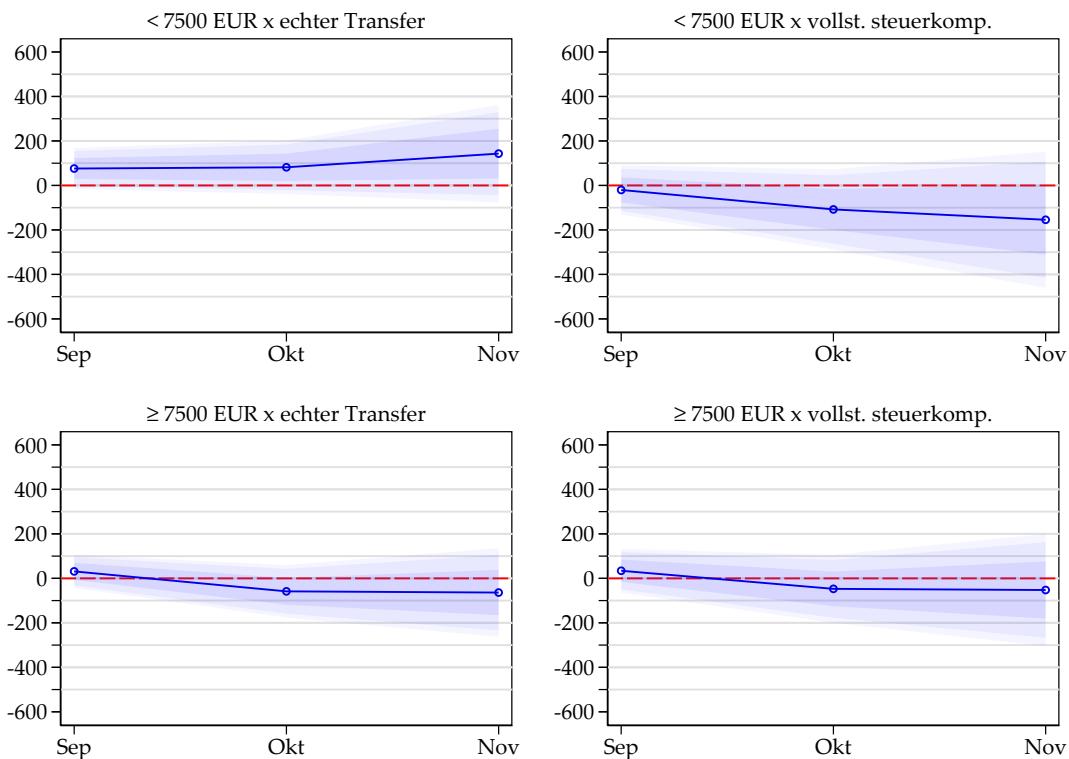


(b) Mit kinderlosen Haushalten ähnlichen Alters



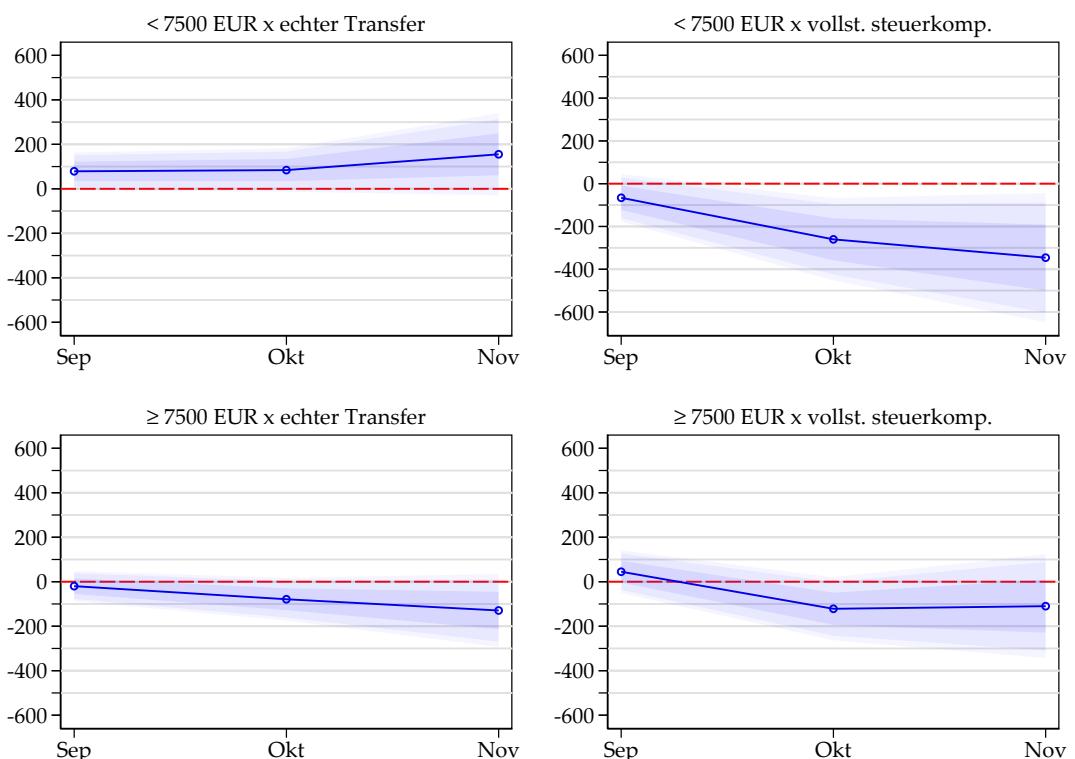
Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t analog zu Abbildung 2 für zwei alternative (größere) Stichproben. Links wird die Regression für die Grundstichprobe ohne Einschränkungen hinsichtlich Schulferien durchgeführt ($N=2618$, gewichtet). Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer. Die Stichprobe, auf die sich der rechte Graph bezieht, nimmt zusätzlich zur Grundstichprobe ($N = 1925$, gewichtet) Haushalte ohne kindergeldberechtigte Kinder mit auf, wenn das Alter der Haupteinkommensperson zwischen 30 und 50 liegt; es sich also um sozioökonomisch ähnliche Haushaltssituationen handelt ($N = 3729$, gewichtet).

Abbildung A.6: Kumulierte Konsumantwort der Subgruppen, mit Haushalten in Schulferien



Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum (Haushalte stratifiziert nach liquidem Vermögen unter (über) 7.500 EUR und danach, ob sie höchstens eine teilweise (vollständige) Rückzahlungsverpflichtung des Kinderbonus per Einkommensteuer erwarten). Die Regression wird für die Grundstichprobe (N=1925, gewichtet) allerdings ohne Einschränkungen hinsichtlich Schulferien durchgeführt (N=2618, gewichtet). Die Stichprobe verteilt sich auf die abgebildeten Subgruppen wie folgt (von oben links nach unten rechts): N = 1030, N = 276, N = 789 beziehungsweise N = 523 Haushalte. Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer.

Abbildung A.7: Kumulierte Konsumantwort, mit kinderlosen Haushalten ähnlichen Alters



Anmerkungen: Punktschätzer für die kumulative Konsumantwort κ_t für den Gesamtkonsum (Haushalte stratifiziert nach liquidem Vermögen unter (über) 7.500 EUR und danach, ob sie höchstens eine teilweise (vollständige) Rückzahlungsverpflichtung des Kinderbonus per Einkommensteuer erwarten). Zur Grundstichprobe (N=1925, gewichtet) werden Haushalte ohne kindergeldberechtigte Kinder hinzugefügt, wenn das Alter der Haupteinkommensperson zwischen 30 und 50 liegt; es sich also um sozioökonomisch ähnliche Haushaltssituationen handelt. Die resultierende Gesamtstichprobe ist gewichtet und umfasst dann N = 3729 Haushalte. Die abgebildeten Subgruppen umfassen (von oben links nach unten rechts): N = 770, N = 204, N = 586 beziehungsweise N = 364 Haushalte. Schattierungen markieren die 95%, 90% und 68% Konfidenzintervalle der Punktschätzer.