

Analyse eines möglichen Zusammenhangs zwischen der Covid-19-Schutzimpfung und dem Geburtenrückgang in der Schweiz im Jahr 2022

Bericht für Swissmedic*

Prof. Dr. Konstantin Beck
Universität Luzern
Prof. em. Dr. Pietro Vernazza
St. Gallen

Korrespondenz:

Für medizinische Fragen: pietro.vernazza@me.com

Für statistische Fragen: konstantin.beck@quickline.ch

Hünenberg und St. Gallen, 22. September 2022

*) Revidierte Fassung auf Grund eines nachträglich eingegangenen
Peer-Review-Berichts

Tab. 8: Fehlerhaft übernommene Daten Spalte 4 korrigiert (3.10.22)

Inhaltsverzeichnis

1	Zusammenfassung.....	3
2	Motivation.....	4
3	Hypothesen.....	4
4	Methode.....	5
4.1	<i>Die anekdotische Evidenz.....</i>	5
4.2	<i>Die (zeitliche) Korrelation.....</i>	6
4.3	<i>Der Kausalitätsnachweis mit Differenzen von Differenzen.....</i>	6
4.3.1	Difference-in-Difference mittels Regression.....	7
4.3.2	Difference-in-Difference mittels einfacher Differenzberechnung.....	9
5	Literatur.....	10
6	Datenbasis.....	10
6.4	<i>Lebendgeburten.....</i>	10
6.4.1	Ein historischer Einbruch bei den Geburten.....	10
6.4.2	Das Problem des «under reporting».....	12
6.4.3	Alternative Gründe für den Geburtenrückgang.....	14
6.5	<i>Impfquoten.....</i>	15
6.5.1	Notwendige Annahmen in Bezug auf die Impfquoten.....	15
7	Statistische Analyse.....	17
7.1	<i>Definition der Kantonsgruppen.....</i>	17
7.1.1	Geographische Unterteilung.....	17
7.1.2	Zeitliche Unterteilung.....	18
7.2	<i>Nachweis des parallelen Trends.....</i>	19
7.3	<i>Difference-in-Difference mittels Regression.....</i>	21
7.3.1	Teststatistiken der Diff-in-Diff-Regression.....	23
7.3.2	Test auf Autokorrelation in den Residuen.....	24
7.4	<i>Difference-in-Difference mit einfachem Differenzenvergleich.....</i>	25
7.4.1	Differenzvergleich der Kantone mit über-/unterdurchschnittlichen Impfquoten (Gruppierung A).....	26
7.4.2	Differenzvergleich von 18 Kantone mit hohen/geringen Impfquoten (Gruppierung B).....	29
7.4.3	Differenzvergleich bei Kantonen mit identischen Impfquoten (Gruppierung C).....	30
8	Medizinische Beurteilung der Datenlage.....	31
8.1	<i>Publizierte Daten Covid-Impfung und Fertilität.....</i>	31
8.2	<i>Interpretation der Daten zur biologischen Plausibilität.....</i>	35
9	Schlussfolgerung.....	36
10	Quellen.....	38

1 Zusammenfassung

Analog zu Beobachtungen in anderen Ländern wird im ersten Halbjahr 2022 in der Schweiz ein **Geburtenabfall von historischem Ausmass** von rund 15% beobachtet. Da der Peak des Geburtenabfalles rund 9 Monate nach dem Peak der Covid-Impfaktivität bei 20-49-jährigen liegt, wurde ein kausaler Zusammenhang zwischen Covid-Impfung und Geburtenabfall postuliert.

Zur Prüfung dieses vermuteten Kausalzusammenhanges wurde die für solche Zwecke geeignete **statistische Diff-in-Diff Methode** angewandt. Dazu wurde der Geburtenabfall verglichen in Kantonen mit über- gegenüber Kantonen mit unterdurchschnittlicher Impfrate. Dabei zeigt sich, dass der Abfall in den Kantonen mit hoher Impfrate signifikant stärker ausfällt. Werden hingegen zufällig gruppierte Kantone mit gleich hoher durchschnittlicher Impfrate verglichen, findet sich kein signifikanter Unterschied im Abfall der Geburtenrate.

Die hier vorgelegte statistische Analyse suggeriert einen direkten oder zumindest indirekten kausalen Zusammenhang zwischen der Covid-19 Impfung und dem Geburtenrückgang. Allenfalls mögliche Gründe für ein Confounding werden diskutiert.

Die **Literaturanalyse zur Plausibilität** einer biologisch bedingten Kausalzusammenhanges fokussiert auf zwei relevante Beobachtungen, welche durchaus eine durch die Impfung verursachte Fertilitätsstörung erklären könnten. Einerseits findet sich in tierexperimentellen pharmakokinetischen Daten der Firma Pfizer ein kontinuierlicher Anstieg der Gewebespiegel von mRNA-Lipid-Partikeln in Ovarien und Testes der Versuchstiere bis 48h nach Injektion. Vollständige Daten bis zum dokumentierten Abfall der mRNA in diesen Geweben fehlen.

Eine longitudinale Untersuchung bei Samenspendern dokumentierte einen Abfall des für die Fertilität relevanten Spermogramm-Parameters, der Anzahl beweglicher Spermien um ca. 22% nach 3-4 Monaten. Der Abfall betrug auch noch nach >5 Monaten 19% verglichen mit dem Wert vor der Impfung.

Die vorliegenden Befunde sind nicht ausreichend, um einen Mechanismus zur Entstehung dieses Geburtenabfalles zu dokumentieren. Doch aufgrund des minimalen Covid-19 Risikos in dieser Population (mit praktisch 100% erfolgter zellulärer Immunität) und der doch möglichen und im Ausmass unbekanntem Fertilitätsstörung würden wir eine unverzügliche Empfehlung an die Bevölkerung befürworten: **Personen mit noch offenem Kinderwunsch sollten auf die Möglichkeit einer Fertilitätsstörung nach Impfung hingewiesen werden**

und bis zur Klärung dieses noch offenen Kausalzusammenhanges auf eine weitere Impfung verzichten.

2 Motivation

Die vorliegende Analyse wurde durch den starken Geburtenrückgang im Jahr 2022 einerseits und die nicht sehr überzeugenden statistische Analyse Hagemanns et al. (2022) andererseits angestossen. Dazu kamen zahlreiche kursierenden ad hoc Analysen, welche alle auf Korrelationsrechnungen basieren und die Möglichkeit einer Difference-in-Difference-Analyse ausser Acht lassen¹.

Es war uns ein Anliegen, zu prüfen, ob mit einer statistischen Methodik, die sich auf der Höhe der Forschung bewegt, einen Zusammenhang zwischen Covid-19-Impfung und Geburtenrückgang verworfen werden kann. Weiter wurde untersucht, ob ein statistisch nicht auszuschliessender Zusammenhang zwischen Covid-19-Impfung und Geburtenrückganges allenfalls aufgrund medizinischer Informationen als plausibel einzuschätzen sei.

3 Hypothesen

Wir untersuchen folgende Hypothese:

Hypothese: Es besteht kein kausaler Zusammenhang zwischen der Covid-19-Impfkampagne im Jahr 2021 und dem Geburtenrückgang 2022.

Dabei gelten folgende Einschränkungen:

Die Hypothese wird nur bezogen auf die Schweiz untersucht.

Und es ist zu beachten: Falls diese Hypothese verworfen wird, bleibt offen, ob die Impfung direkt, über biologische Wirkmechanismen oder nur indirekt für den Geburtenrückgang verantwortlich sei. Es gibt somit mindestens drei konkurrierende Erklärungsmöglichkeiten:

Erklärung A: Die Impfung ist tatsächlich kausal für den Geburtenrückgang verantwortlich.

Erklärung B: Die Impfung ist lediglich indirekt für den Geburtenrückgang verantwortlich, weil sich fortpflanzungswillige, geimpfte und sehr risikoscheue Paare entschieden haben, die

¹ Wir danken vier Universitäts-Professoren für Ökonomie, zwei davon Gesundheitsökonominnen, für wichtige Hinweise zu unserer Kalkulation. Zudem danken wir L. H. für praktische Hilfe bei den Kalkulationen. Allfällige verbleibenden Fehler im Text verantworten jedoch einzig die Schreibenden.

Zeugung ihres Kindes in die Zukunft zu verschieben. Denn gesundheitsbewusstere Menschen achten mehr als andere auf die Befolgung einer von Experten empfohlenen Impfpflichtung als auch auf die aktive Vermeidung einer Schwangerschaft aus Sorge einer Gesundheitsschädigung des Kindes durch eine Impfung.²

Erklärung C: Es kommen mehrere Gründe zusammen, zum Beispiel auch der Rückgang der Gebärfreudigkeit als Reaktion auf einen Babyboom im Jahr 2021,³ so dass der Anteil im Geburtenrückgang, der tatsächlich auf die Impfung zurückgeführt werden kann, unklar bleibt.

Die drei genannten Punkte (und möglicherweise weitere) bedingen weitere, spezifische Forschung. Mit dieser Analyse soll lediglich geprüft werden, ob es angezeigt erscheint, diese weitere Forschung in Angriff zu nehmen.

4 Methode

Zur Untersuchung der Häufigkeit und Schwere von Impf-Nebenwirkungen sind drei Ansätze denkbar:

4.1 Die anekdotische Evidenz

Dieser Ansatz greift auf einzelne medizinische Ereignisse zurück, die im zeitlichen Zusammenhang mit der Covid-19 Impfung stehen. Dabei bleibt jedoch oft unklar, wie häufig diese einzelnen Ereignisse sind und ob sie tatsächlich kausal auf die Impfung zurückgeführt werden können. In diesem Zusammenhang ist darauf hinzuweisen, dass es bei der Risikoprüfung einer Impfung nicht darum geht, den Beweis zu erbringen, dass es nie zu Nebenwirkungen kommen könne. Zur Falsifizierung dieser Aussage würde eine einzige anekdotische Evidenz ausreichen. Es geht vielmehr darum, zu prüfen, ob Häufigkeit und Qualität der (unvermeidbaren) Nebenwirkungen grösser respektive schwerwiegender sind, als was in der Vergangenheit akzeptiert worden ist. Weil bei anekdotischer Evidenz die Einordnung in die relative Häufigkeit nicht möglich ist, versagt sie bei der Beurteilung des Impfrisikos.

² Dabei handelt es sich um eine ad hoc Hypothese, basierend auf der anekdotischen Evidenz von Gynäkologinnen.

³ Auch hier handelt es sich um eine ad hoc Analyse, die im Folgenden noch genauer überprüft werden wird.

4.2 Die (zeitliche) Korrelation

Ähnlich ablehnend bis spöttisch begegnen viele in der aktuellen Debatte der Korrelation. So wird jeder Korrelation von Impfnutzenwirkungen mit Impfquoten unterstellt, es handle sich um eine «Scheinkorrelation» oder sogar um eine «Nonsens-Korrelation» (vgl. dazu Gigerenzer et al. 2022). Zwar ist in wissenschaftlichen Kreisen inzwischen unbestritten, dass eine simple Korrelation noch keine Kausalität sein muss. Der Umkehrschluss, dass keine Korrelation eine Kausalität sein könne, ist hingegen falsch, denn dabei wird «der Unterschied zwischen den logischen Begriffen „es existiert“ und „für alle gilt“ offensichtlich nicht berücksichtigt, der für jedes wissenschaftliche Denken grundlegend ist: Aus der Tatsache, dass es bei nicht kausal verknüpften nicht-stationären Zeitreihen manchmal positive Korrelationen geben kann, folgt nicht, dass positiv korrelierte nicht-stationäre Zeitreihen generell keine Indizien für kausale Zusammenhänge sein können. (...) Aus der Perspektive der Pharmakovigilanz ist die Beobachtung einer Korrelation zwischen der Verabreichung eines Medikaments und dem Auftreten einer Krankheit vielmehr als ein wichtiges Sicherheitssignal zu interpretieren, welches einen möglichen Hinweis auf eine bisher unbekannte Nebenwirkung darstellt. Denn wenn ein Medikament als Nebenwirkung kausal eine Krankheit hervorruft, dann steigt mit der zunehmenden Verabreichung des Medikaments die Häufigkeit der Krankheit. Man beobachtet in diesem Fall also zwei nicht-stationäre hoch positiv korrelierte Zeitreihen.

Richtig ist also: Einer beobachteten Korrelation muss nicht notwendigerweise ein kausaler Effekt des Medikaments zugrunde liegen. Aber das kann der Fall sein. Und aus genau diesem Grund muss solchen Sicherheitssignalen mit weitergehenden kausalitätsprüfenden Studien nachgegangen werden, um die Sicherheit von Medikamenten sicherzustellen.» (Agarwahl et al. 2022)

4.3 Der Kausalitätsnachweis mit Differenzen von Differenzen

In der ökonomischen Literatur hat sich in jüngster Zeit zur Analyse von Kausalitätsbeziehungen die Difference-in-Difference-Methode, respektive das natürliche Experiment durchgesetzt (Meyer, 1995). Und auch in medizinischen Zeitschriften kommt die Methode zur Anwendung.⁴ Die Bedeutung dieser Methodik darf nicht unterschätzt werden,

⁴ Zu nennen sind: Afendulis (2011), Branas, et al. (2011), Bendavid (2012), Carlo et al (2010), Domino (2011), Guy (2010), Harmann et al (2011), King et al. (2013), Li et al. (2008), Ryan, et al. (2012), Wharam, et al. (2007).

wurden doch ihre Entdecker, Guido Imbens, Joshua Angrist und David Card, 2021 mit dem Nobelpreis geehrt.

Zur Durchführung der Analyse werden Populationen in zwei Gruppen eingeteilt, so dass die eine Gruppe ab einem bestimmten Zeitpunkt einer Veränderung (einem «Treatment») unterworfen ist, während die andere Gruppe dies nicht ist. Zudem können beide Gruppen ebenfalls vor Einsetzen der Veränderung beobachtet werden. Vom «Treatment» wird angenommen, dass es einen Einfluss auf eine bestimmte Outcome-Grösse hat.

Voraussetzung für einen Kausalitätsnachweis ist dann, dass sich die Treatment- und die non-Treatment-Gruppe vor einsetzen des Treatments in Bezug auf das Outcome nicht unterscheiden. Wenn sich nun mit Einsetzen des Treatments das Outcome in der Gruppe mit Treatment vom Outcome in der Gruppe ohne Treatment unterscheidet, dann kann dieser Unterschied kausal auf das Treatment zurückgeführt werden.

Im vorliegenden Fall ist das Treatment die Covid-19-Impfung und das Outcome die Geburtenhäufigkeit. Während eine relativ klare zeitliche Unterteilung in eine Periode vor und nach Einsetzen der Impfkampagne möglich ist, ist es schwieriger, in aggregierten Daten die Geimpften von den Ungeimpften zu unterscheiden. Bekannt ist hingegen die Häufigkeit der Impfung in diversen Subpopulationen, so zum Beispiel in den verschiedenen Kantonen. Dies erlaubt den Vergleich zwischen Gruppen mit hoher Impfquote und solchen mit geringer Impfquote.

In diesem Fall würde nicht die Impfung selbst sondern die «Differenz» der Impfrate in den beiden Gruppen als Proxy für das «Treatment Impfung» benutzt. Falls im zeitlichen Ablauf dieses «Treatment» zu einem Unterschied in der Anzahl Lebendgeburten führt, so würde dies gemäss der *Difference-in-Difference*-Methode auf einen kausalen Zusammenhang zwischen Impfung und Geburtenhäufigkeit hinweisen.

4.3.1 Difference-in-Difference mittels Regression

Diese Methode kann als Regression durchgeführt werden. Dabei verwenden wir als endogene Variable die Anzahl Geburten pro Monat. Exogene Grössen sind eine Dummy-Variable, die die grundsätzlichen Unterschiede der beiden Gruppen abbildet, eine zweite Dummy-Variable, welche die Zeitperioden (vor und nach Treatment) unterscheidet, und eine dritte, welche die behandelte Gruppe nach erfolgter Behandlung identifiziert. Das ergibt die folgende OLS-Schätzgleichung:

$$(1) y_i = a_0 + a_1 D_{Gruppe1} + a_2 D_{Periode2} + a_3 D_{Gruppe1} D_{Periode2} + \varepsilon_i$$

Wobei ε_i den Fehlerterm darstellt. Von besonderem Interesse ist der Parameterwert a_3 . Ist dieser signifikant von Null verschieden, dann weist die Regression auf signifikante Unterschiede im Outcome zwischen der behandelten und der nicht behandelte Gruppe hin.

Damit die Regressionsresultate in diesem Sinne interpretiert werden können, müssen drei Bedingungen erfüllt sein:

- Die Daten müssen in der ersten Periode (vor erfolgter Behandlung) einen parallelen Trend aufweisen.
- Die Fehlerterme dürfen nicht autokorreliert sein.
- Die Grössenunterschiede in den beiden untersuchten Gruppen dürfen den gemessenen Unterschied nicht verzerren.

Der Nachweis eines parallelen Trends ist von Fall zu Fall zu erbringen.

Gemäss Bamberg und Schittko (1979, S. 60ff) ist bei Zeitreihen (und um Zeitreihen handelt es sich, wenn Lebendgeburten im Laufe der Zeit untersucht werden) mit *autoregressiven* hingegen weniger mit *heteroskedastischen* Störtermen zu rechnen. Beides hat eine verzerrte Schätzung des Standardfehlers und damit eine Überschätzung der Signifikanz der mit OLS geschätzten Parameter zur Folge. Zudem schreiben Betrand, Duflo und Mullainathan (2004, S.249): «Conventional Difference in Difference standard errors severely understate the standard deviation of the estimators.» Das Unterschätzen der Standardfehler führt direkt zu einem Überschätzen der Signifikanz, was für uns hohe Relevanz hat, weil ja gerade *die Signifikanz* des Parameters a_3 im Zentrum der Aufmerksamkeit steht.

Liegt Autokorrelation erster Ordnung vor, d.h. sind ε_{it} und $\varepsilon_{i,(t-1)}$ miteinander korreliert, so ist y_{it} durch die erste Differenz, $(y_{i(t-1)} - y_{it})$, zu ersetzen. Ist die Autokorrelation sehr ausgeprägt, so dass auch ε_{it} und $\varepsilon_{i,(t-4)}$ miteinander korreliert sind, dann ist y_{it} durch die vierte Differenz, $(y_{i(t-4)} - y_{it})$, zu ersetzen. Damit entsteht ein sehr praktisches Problem. Weil die Zeitperiode nach der Impfung noch relativ kurz ist, kann die Anzahl Datenpunkte mit der Differenzenberechnung so stark schrumpfen, dass keine sinnvolle OLS-Anwendung mehr möglich ist. In diesem Fall muss auf die einfache Differenzberechnung ausgewichen werden.

Schliesslich kann es auch sein, dass die Anzahl Geburten in den zu vergleichenden Gruppen ganz grundsätzlich unterschiedlich gross sind. Nehmen wir an, in Gruppe 1 kommen im Schnitt 6'000 Kinder zur Welt in Gruppe 2 nur 3'000. Wenn der Rückgang in beiden Gruppen 10% beträgt, dann entspricht das 600 fehlenden Babys in Gruppe 1 gegenüber 300 in der Gruppe 2. Der stärkere Rückgang in Gruppe 1 hat also noch nichts mit einem vermuteten, stärkeren

Rückgang der Fertilität in Gruppe 1 zu tun. In diesem Fall wäre es sinnvoller mit der Anzahl Geburten pro Gebärfähige zu rechnen.

4.3.2 Difference-in-Difference mittels einfacher Differenzberechnung

Anstelle der Regression mit Monatsdaten kann auch auf eine einfache Differenzanalyse von Halbjahresdaten zurückgegriffen werden. Halbjahresdaten haben zudem die Eigenschaft, dass das Autokorrelationsproblem verschwinden dürfte. Das Verfahren besteht aus vier Schritten:

- Zuerst wird die Anzahl Geburten in den beiden Gruppen verglichen. Ist die Summe der Geburten in Gruppe 1 z.B. dreissig Prozent grösser als in Gruppe 2, so werden alle Geburten in Gruppe 2 mit dem Faktor 1,3 multipliziert. Auf diese Art wird die Geburtenanzahl beider Gruppen vergleichbar.
- Die so gewonnene Anzahl Geburten pro Halbjahr werden nun voneinander abgezogen. Das gibt je eine Differenz pro Halbjahr.
- Die mittlere Differenz in der Periode vor Impfung wird mit der Differenz nach erfolgter Impfung verglichen.
- Weicht die Differenz nach erfolgter Impfung signifikant vom Mittelwert vor Impfung ab, kann auf eine ursächliche Beeinflussung der Anzahl Geburten geschlossen werden (et vice versa).

5 Literatur

Das Thema ist sehr neu, darum ist die einzige uns bekannte, und bis jetzt vorliegende Analyse des Swiss-Baby-Gaps 2022 diejenige von Hagemann et al. (2022). Sie basiert auf den provisorischen Daten des Bundesamts für Statistik (BfS)⁵ und versucht mittels zeitlicher Korrelation einen Nachweis zu erbringen, dass die Impfung Ursache des Rückgangs der Lebendgeburten ist.

Dabei baut die Argumentation auf der Korrelation zeitlich (um 9 Monate) verschobener Daten auf, was noch kein Kausalitätsbeweis ist. Ferner fällt auf, dass es sich um Rangkorrelationen handelt, wobei nicht ersichtlich ist, warum Rangkorrelationen angewandt werden.

Rangkorrelationen haben den Nachteil, dass die Urdaten einer Transformation unterzogen werden (aus 100, 10000, 1000000 wird 1, 2, 3), die erhebliche Veränderung der Varianz mit sich bringen (können), so dass Korrelationsverfahren, die grundsätzlich auf der Varianzanalyse fussen, zu falschen Schlüssen führen können. Die Rangzuweisung kann also viel Information vernichten.

Das zweite Problem an der Analyse Hagemanns ist die getrennte Anwendung auf sämtliche Kantone unter Missachtung der enormen Varianz, welche die Daten in den kleineren Kantonen aufweisen. Dabei besteht die Gefahr, dass das Rauschen als Folge der sehr kleinen Stichprobe den statistisch relevanten Zusammenhang verdeckt.

Andererseits besticht die Arbeit durch die saubere und transparente Herleitung der Datenbasis.

6 Datenbasis

6.4 *Lebendgeburten*

6.4.1 Ein historischer Einbruch bei den Geburten

Die Untersuchung basiert einerseits auf der Anzahl Lebendgeburten pro Monat und Kanton von Januar 2018 bis Mai 2022, publiziert vom BfS.⁶ Da auch Geburtenzahlen einer gewissen Saisonalität unterworfen sind, werden für die Analyse der Monate Januar – Mai 22 nur die gleichen Monate der Vorjahre verwendet.

⁵ URL: https://www.pxweb.bfs.admin.ch/pxweb/de/px-x-0102020201_101/-/px-x-0102020201_101.px/, Stand: 04.08.2022

⁶ BfS Daten: Definitiv für 2018 bis 2021: su-d-01.04.01.01.31, und provisorisch für Januar bis Mai 2022: cc-d-01.04.01.01.02. Stand der Daten (25.8.2022). Ferner die Jahresdaten ab 1871 in: su-d-01.01.03.

Tabelle 1

Jahr	Geburten Jan-Mai	Diff Vorjahr	Diff Vorjahr
2021	36'569	1'223	3.5%
2022 (prov.)	31'043	-5'526	-15.1%

Quellenangabe im Text

Der Vergleich provisorischer Daten 2022 mit definitiven Daten 2021 ergibt in den ersten fünf Monate einen Rückgang um 5'523 Geburten oder 15.1% (Tab 1).

Ein so grosser Einbruch in der Anzahl Lebendgeburten ist historisch. Starke Veränderungsrate⁷ zeigen sich im Zeitraum 1871 bis 2021 nur dreimal. Im Jahr 1915 (mit -13.5%), im Jahr 1975 (mit -7.2%) und im Jahr 2001 (mit -7.9%). Dabei sind zwei dieser Werte bedeutungslos: 1975 ging der Einbruch auf die starke Abwanderung von Gastarbeitern in Folge der Erdölkrise zurück und 2001 änderte das BfS die Datendefinition: Es schreibt dazu: «Seit 2001 werden nur noch jene Ereignisse gezählt, bei denen die Bezugsperson einen ständigen Wohnsitz in der Schweiz hat.»⁸

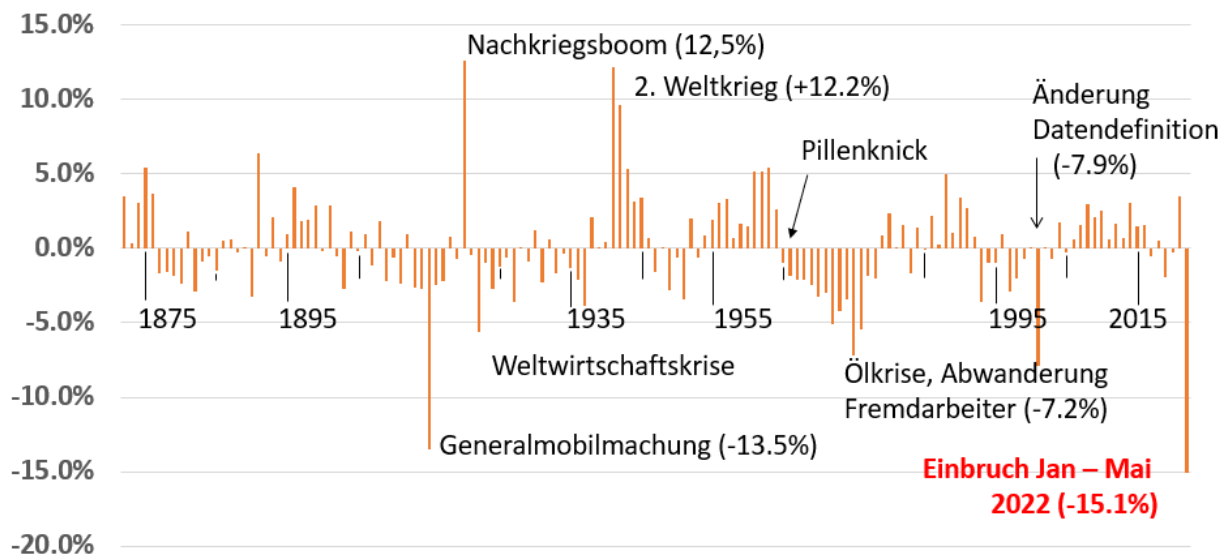
Somit verbleibt das Jahr nach der Generalmobilmachung 1914, der Mobilisierung eines Massenheeres, was wahrscheinlich die Erklärung für den Einbruch sein dürfte.

Diese Aussage trifft bezogen auf den fünf-Monats-Vergleich von 2000 bis 2022 zu und für den Jahresvergleich von 1871 bis 2020. D.h., es ist nicht auszuschliessen, dass es bereits einmal einen vorübergehend gleich starken Einbruch während der ersten fünf Monate eines Jahres gab, der von den Monaten Juni bis Dezember (teil-)kompensiert worden wäre. Aber zumindest für das 21. Jahrhundert ist auch das auszuschliessen.

⁷ Gemeint ist: $100\% \left(\frac{LG_t}{LG_{(t-1)}} - 1 \right)$, wobei t für Jahre steht.

⁸ Fussnote in der Tabelle der Jahresdaten 1871-2020 in: su-d-01.01.03.

Abbildung 1: Änderungsraten der Geburten 1872 bis 2022⁹



Fazit 1: Es gab noch keinen Einbruch dieses Ausmasses bei den Geburten seit Bestehen der Geburtenstatistik der modernen Schweiz.

6.4.2 Das Problem des «under reporting»

Problematischer ist der Hinweis des BfS, dass es sich für 2022 um provisorische Daten handelt. Das heisst, das mit nachträglichen Meldungen von Lebendgeburten für die Monate Januar bis Mai 2022 zu rechnen ist.

Das BfS publizierte auch schon im Sommer 2021 provisorische Daten. Wenn nun die damals als provisorisch publizierten Daten mit den heutigen provisorischen Daten verglichen werden, beträgt der Rückgang noch -2'177 Lebendgeburten.¹⁰

⁹ Quelle: BfS, su-d-01.01.03(1); eigene Berechnung gemäss Fussnote.

¹⁰ Provisorische Zahlen 2021 (bis Nov): <https://www.bfs.admin.ch/bfs/de/home/aktuell/neue-veroeffentlichungen.assetdetail.21044585.html>;

Provisorische Zahlen 2019 (bis Nov): <https://www.bfs.admin.ch/bfs/de/home/statistiken/bevoelkerung/geburten-todesfaelle/geburten.assetdetail.22724378.html>

Geburten 2021 (Zahlen prov. BFS)

Jan 6861 (<https://www.bfs.admin.ch/news/de/2021-0149>)

Feb 6399 (<https://www.bfs.admin.ch/news/de/2021-0150>)

März 6871 (<https://www.bfs.admin.ch/news/de/2021-0151>)

April 6453 (<https://www.bfs.admin.ch/news/de/2021-0153>)

Tabelle 2

Jahr	Geburten Jan-Mai	Diff Vorjahr	Diff Vorjahr
2021 (prov.)	33'220	*	*
2022 (prov.)	31'043	-2'177	-6.6%

Quellenangabe im Text

Inwiefern ändert dieses «underreporting» etwas an unserer Analyse?

- Angenommen, der hochgerechnete Wert von -6.6% trifft zu, dann bleibt der Geburteneinbruch dennoch historischen Ausmasses, weil er einzig vom Jahr 1914 übertroffen wird. (Zwar gab es bereits 1974 einen Rückgang von 7,2% Lebendgeburten, aber das war ein unvermeidbarer Effekt der Abschiebung ausländischer Arbeitskräfte und hat nichts mit veränderter Fertilität oder individuellem Verhalten zu tun.)
- Etwa die Hälfte dieses Einbruchs könnte als Reaktion auf den vorangegangenen Babybooms erklärt werden. Das klingt plausibel. Allerdings zeigt der Blick auf Abb. 1, für die Jahre 1872 bis 2021, dass so etwas noch nie vorgekommen ist. Es ist grade *nicht* so, dass auf Baby-Boom-Jahre ein entsprechender Rückgang der Geburten einsetzt.
- Die These kann weiter getestet werden. Wenn der Babyboom Grund für den Baby-Gap sein sollte, dann müsste der Baby-Gap in denjenigen Kantonen gross sein, wo auch der Babyboom gross war. Die entsprechende Korrelation (der kantonalen Veränderungsraten in %) ergibt überhaupt keinen statistischen Zusammenhang. Das korrigierte R^2 beträgt minus (!) 1.5%.
- Es ist unwahrscheinlich, dass der Melderückstand in einem Jahr mit weniger Babys gleich stark sein soll, wie in einem Jahr mit 3,5% mehr Babys als im Vorjahr. Der Datenstau sollte 2022 also geringer sein.
- Es gibt tagesaktuelle Daten, die das Ausmass bestätigen. So meldet das Zürcher Spital Neumünster für das Halbjahr 2022 einen Geburtenrückgang von 10% in allen Altersgruppen und 18% bei den Müttern unter 35 Jahren (Gemäss Mailverkehr).

Mai 6636 (<https://www.bfs.admin.ch/news/de/2021-0154>)

- Die Neumünster-Zahlen könnten auch Folge einer Verschiebung der Kundschaft sein. Das Ausmass wird vom Statistischen Amt der Stadt Zürich jedoch ebenfalls bestätigt. Die Stadt Zürich hat bei den Lebendgeburten im ersten Halbjahr 2022 einen Rückgang um 20% zu verzeichnen, bezogen auf die Fertilitätsrate sogar einen Rückgang um 22%. «Seit Januar 2022 ist die Fertilitätsrate – die Anzahl Neugeborener pro Frau im Alter von 15 bis 49 Jahren – deutlich tiefer. Der Geburtenrückgang tritt in allen Altersklassen, bei Schweizer und ausländischen Frauen sowie in allen Stadtkreisen auf» (Rosin 2022). Auf Rückfrage bestätigt das Amt schriftlich: «Bei den Geburten-Nachmeldungen ist es so, dass zwei Monate später kaum mehr Nachmeldungen gemeldet werden. Es kommt nur sehr selten vor, dass z.B. eine Geburt vom Juni noch im August nachgemeldet wird.»¹¹
- Dennoch ist anzunehmen, dass es in den BfS Daten zu Verschiebungen kommen wird. Für unsere Difference-in-Difference-Analyse ist jedoch die absolute Anzahl weniger wichtig als die Struktur der Daten. Es ist unwahrscheinlich anzunehmen, dass die nachträglichen Datenlieferungen die Verteilung der Lebendgeburten entscheidend verändern wird. Dafür müssten ja vor allem aus den geburtenschwachen Gebieten viel mehr nachträgliche Meldungen eintreffen, als aus den geburtenstärkeren. Die praktisch definitiven Zahlen der Stadt Zürich zeigen jedoch, dass für ein grosses, sehr geburtenschwaches Gebiet, das nicht der Fall sein wird.

6.4.3 Alternative Gründe für den Geburtenrückgang

Als Alternative Gründe für den Rückgang könnten eine mögliche Zunahme in den Abtreibungen oder ein freiwilliger Verzicht als Kompensation des Babybooms von 2021 angeführt werden.

Nun zeigen die Abtreibungsdaten des BfS eher das Gegenteil, nämlich einen Rückgang der Abtreibungen in 2021 gegenüber 2020 um 94 Fälle auf 11'049.¹² Dabei sind die Werte für 2021 relevant, weil die meisten Abtreibungen in die ersten 12 Schwangerschaftswoche fallen und diese Frist auch für Geburten im Mai 2022 vor Jahresbeginn ausgelaufen ist.

Was den Babyboom angeht, liegt dieser im Schweizer Durchschnitt bei +3.5% und war damit im historischen Vergleich schwach ausgeprägt. Als alleinige Erklärung des Rückgangs von

¹¹ Mail des Zürcher Amtes für Statistik vom 30.8.2022.

¹² T 14.03.07.02.10

aktuell 15% bis lokal 22% genügt dieses Argument nicht, zumal bisher nach Baby-Boom-Jahren kaum entsprechend starke Rückgänge zu verzeichnen waren (vgl. Abb. 1).

6.5 Impfquoten

Die Treatment-Variable ist die Impfung. Weil wir mit aggregierten Daten rechnen, und weil alle Kantone einen gewissen Anteil an geimpften Personen aufweisen, liegt das Augenmerk auf den kantonalen Unterschieden der Impfquoten.

Die Impfquote variiert von Monat zu Monat. Wir verwenden hier die Impfquoten vom August 2021. Im August 2021 wurden Überkapazitäten im Impfangebot offenkundig. Die Augustzahlen entsprechen daher besser der kantonal unterschiedlichen Impfbereitschaft in der Bevölkerung. Im Zeitraum davor, Januar bis Juli 2021, widerspiegeln die kantonal unterschiedlichen Impfquoten eher die Unterschiede in den kantonalen Impfkapazitäten und weniger die kantonal unterschiedliche Impfbereitschaft. Vor allem führen höhere Impfquoten jedoch zu statistisch stabileren Daten.

Die Impfquotenberechnung basiert auf den Daten des BAG und bezieht sich auf die im jeweiligen Kanton mindestens einmal geimpften Person im Alter von 20-49 Jahren im Verhältnis zur Kantonsbevölkerung gleichen Alters.¹³

6.5.1 Notwendige Annahmen in Bezug auf die Impfquoten

In diesem Abschnitt diskutieren wir die Annahmen, die erfüllt sein müssen, so dass wir die Impfquote der Bevölkerung als Approximation der (unbekannten) Impfquote der reproduktionswilligen Paare auffassen können. Wir können formal zeigen, dass die dafür notwendigen Annahmen nicht besonders einschränkend sind.¹⁴

Die Impfquoten der 26 Kantone (Q_K mit $K \in \{1,2,3 \dots 26\}$) zeigen das durchschnittliche Impfverhalten der gesamten Kantonsbevölkerung. Im Zusammenhang mit einem möglicherweise impfbedingten Rückgang der Geburten interessiert jedoch nicht das Impfverhalten der reproduktionsfähigen Jahrgänge, sondern ganz spezifisch das der reproduktionswilligen Bevölkerung. (Bezeichnen wir diese Quote mit $Q_{K,RW}$).

- Am restriktivsten ist die Annahme, die beiden Impfquoten seien identisch, ($Q_{K,RW} = Q_K$). D.h., Paare, die Nachwuchs planen oder von Nachwuchs überrascht

¹³ Impffrequenzen, Impfquoten und Bevölkerungszahlen pro Altersgruppe gemäss BAG: Covid-19 Schweiz – Informationen zur aktuellen Lage: COVID19VaccPersons_AKL10_w_v2.csv, Stand 02.08.2022 URL: <https://www.covid19.admin.ch/de/overview>

¹⁴ Wir danken Prof. Dr. Lukas Schmid, Universität Luzern, für wichtigen Input für die hier diskutierten Frage.

werden, würden das genau gleiche Impfverhalten aufweisen, wie Personen, die nicht beabsichtigen, in nächster Zeit Kinder zu bekommen. Nur wenn diese Paare der Empfehlung von Swissmedic uneingeschränkt vertrauen würden, dann wären identische Impfquoten zu erwarten. Aber bereits die Tatsache, dass die Impfquoten nicht bei 80% oder 90% liegen, ist ein Beleg dafür, dass eben gerade nicht die ganze Bevölkerung der Swissmedic-Empfehlung vertraut, respektive folgt.

- Die nächst schwächere Annahme lautet: Die beiden Quoten verhalten sich einigermassen proportional zu einander, also $Q_{K,RW} = dQ_K$, mit $d < 1$. Das bedeutet zum Beispiel, wenn $d = 0.66$ ist, dann ist *in jedem Kanton* damit zu rechnen, dass die Impfquote der Reproduktionswilligen 33% tiefer liegt als die Durchschnittsquote der gleichaltrigen Kantonsbevölkerung. Das ist immer noch eine sehr unrealistische Annahme.¹⁵
- Wir verwenden darum die kantonale Impfquote einzig zur Sortierung der Kantone. Dabei fassen wir Kantone mit überdurchschnittlich hohen Impfquoten in einer Gruppe 1 zusammen (HIQ), und Kantone mit unterdurchschnittlichen Impfquoten in einer Gruppe 2 (GIQ). Das ist zulässig, wenn die deutlich schwächere Annahme gilt, dass die Rangfolge der Kantone gleichbleibt, unabhängig davon ob man sie entsprechend der Impfquote ihrer Bevölkerung, Q_K , oder entsprechend der Impfquote ihrer reproduktionswilligen Bevölkerung, $d_K Q_K$, rangiert. D.h.: $Rang(d_K Q_K) = Rang(Q_K)$, für jeden Kantone K .
- Da wir aber Gruppen von Kantonen bilden, genügt eine noch schwächere Annahme, dass $\min_{K \in Grp1} [Rang[d_K Q_K]] > \max_{K \in Grp2} [Rang[d_K Q_K]]$ sein muss.

Die letzte Annahme ist möglicherweise verletzt, wenn sämtliche Kantone ihrer Impfquote Q_K entsprechend in eine der beiden Gruppen eingeteilt werden. So ist der Tabelle 3 zu entnehmen, dass bei einer Einteilung aller 26 Kantone in 10 HIQ- und 16 GIQ-Kantone, die tiefste Impfquote in der HIQ-Gruppe 58,6% beträgt während die höchste Quote in der GIQ-Gruppe bei 56,9% liegt, also nur gerade 1,7%-Punkte entfernt.

Unterteilt man hingegen in 6 HIQ- und 12 GIQ-Kantone und ignoriert man die 8 dazwischen liegenden Kantone, dann beträgt der Unterschied zwischen der geringsten Quote in HIQ (60%) und der höchsten Quote GIQ (55%) 5%-Punkte. Somit ist die Bedingung

¹⁵ Entsprechende Test-Korrelationen zwischen den Geburtenzahlen und den kantonalen Impfquoten (Q_K) über alle Monate und alle Kantone fallen entsprechend vernichtend aus. Das R^2 fällt auf 10% (korrigiert auf 6%), und die entscheidenden Koeffizienten sind nicht signifikant.

$$\min_{K \in Grp1} [Rang[d_K Q_K]] > \max_{K \in Grp2} [Rang[d_K Q_K]]$$

sehr wahrscheinlich erfüllt.

Es sind jedoch nicht nur die Überlegungen zur Aussagekraft des Indikators Impfquote, sondern auch die grossen Unterschiede in der Kantonsgrösse, welche uns veranlassen, mit aggregierten Kantonsdate zu argumentieren. Im Kanton Appenzell Innerrhoden gibt es rund 15 Geburten pro Monat, so dass sich unsere Untersuchung in diesem Kanton auf das Impfverhalten von monatlich 15 Paaren beziehen, was statistisch äusserst instabil wäre.

Die Aggregation der Kantonsdaten ist insofern zulässig, als dass in vielen anderen Aspekten eine (unüblich) grosse Homogenität innerhalb der Schweizer Kantone besteht. Die Finanzierung von Geburt und Krankheitskosten ist national einheitlich, das Abtreibungsrecht ebenfalls und die Impfkampagne wurde auf Bundesebene koordiniert.

7 Statistische Analyse

7.1 Definition der Kantonsgruppen

7.1.1 Geographische Unterteilung

Die Kantone werden wie bereits beschrieben auf Grund ihrer Impfquoten in Gruppen unterteilt. Dabei kommen drei verschiedene Einteilungen, die Gruppierungen A bis C, zur Anwendung, die in Tabelle 3 beschrieben werden.

Im Schweizer Schnitt lag die Impfquote junger Erwachsener (im Alter 20-49) im August 2021 bei 58.6%. In der **Gruppierung A** werden alle Kantone mit gleicher oder höherer Quote in die Gruppe mit hoher Impfquote eingeteilt (HIQ). Das waren die zehn Kantone ZH, BE, GE, BS, BL, VD, FR, TI, NE und ZG. Ihre Impfquoten lagen zwischen 65% und 59%, im Schnitt bei 62%. Alle verbleibenden 16 Kantone mit Quote zwischen 42% und 57% wurden in die Gruppe der Kantone mit geringer Impfquote eingeteilt (GIQ). Die beiden Gruppen unterscheiden sich an der Grenze (zwischen und BL und LU) um lediglich knapp 1,7%-Punkte.

Tabelle 3

Einteilung		Gruppe 1	Gruppe 2
Gruppierung A Gruppe1 ≥ ØCH Gruppe2 < ØCH	Kantone	ZH BE GE BS BL VD FR TI NE ZG	AG AI AR GL GR JU LU OW NW UR SG SH SO SZ TG VS
	Impfquoten	von 65% bis 59%	von 57% bis 42%
Gruppierung B* Hohe versus geringe Impfquote	Kantone	ZH GE BS VD NE ZG	AI AR GL GR JU OW NW UR SG SO SZ TG
	Impfquoten	von 65% bis 60%	55% bis 42%
Gruppierung C Zwei homogene Gruppen	Kantone	AG AR AI BE BL BS FR GE GL GR NE	JU LU NW OW SG SH SO SZ TG TI UR VD VS ZG ZH
	Impfquoten	von 65% bis 42% Ø 58.4%	von 64% bis 48% Ø 58.5%

*) Die Gruppierung B umfasst nur 18 Kantone. Die 8 Kantone mit mittleren Impfquoten werden in dieser Gruppierung ignoriert. Die Gruppierungen A und C umfassen jedoch alle 26 Kantone.

Um die Unterschiede zwischen den Kantonsgruppen zu verdeutlichen, wurde mit der **Gruppierung B** eine zweite Gruppierung in 6 HiQ und 12 GIQ vorgenommen. Hier werden acht Kantone mit mittleren Impfquoten weggelassen und die Gruppen liegen, bezogen auf die Impfquoten 5%-Punkte auseinander.

Schliesslich sollte auch das Gegenteil untersucht werden, eine Gruppierung aller Kantone in zwei Gruppen, die sich in Bezug auf die Impfquote nicht unterscheidet (**Gruppierung C**). Diese Gruppierung entstand aus einer rein zufälligen Aufteilung, die anschliessend so verändert wurde, so dass die durchschnittlichen Impfquoten (58,4% und 58,5%) möglichst nahe beieinander lagen. In Tabelle 3 ist auch ersichtlich, dass die Impfquoten maximale Überlappung aufweisen. Die Quoten der Gruppe 2 sind vollständig im Streubereich der Quoten aus Gruppe 1 enthalten.

7.1.2 Zeitliche Unterteilung

Die Analyse bezieht sich einerseits auf Monats-, andererseits auf Halbjahrs-Daten. Die Impfung beginnt für jungen Erwachsene im Januar 2021 erreicht aber erst im April dieses Jahres Werte über 100'000, und erreicht im Juni 2021 mit 843'700 in diesem Monat erstmals geimpften Personen einen ersten Peak (Angaben gemäss Hagemann et al., S. 4). Wenn wir

davon ausgehen, dass die Impfung einen Einfluss *im Zeitpunkt der Zeugung* haben könnte, und das stützt Hagemann mit dem Nachweis, dass der Peak der Erst-Impfungen und der negative Peak des Geburtenrückgangs neun Monate auseinander liegen, dann folgt daraus, dass mit Ausnahme von Frühgeburten, die Geburten erst ab September 2021 auf Eltern zurück gehen, die bei der Zeugung geimpft gewesen sein könnten. Weil aber die Impfkampagne langsam anlies und in den verschiedenen Kantonen unterschiedlich rasch vorankam, wird die Übergangsperiode von September bis Dezember 2021 aus den Berechnungen entfernt. Für die ab Januar 2022 geborenen Kindern gilt, dass ein gewisser Prozentsatz der Eltern im Zeitpunkt ihrer Zeugung geimpft war.

Bei der Untersuchung der Monatsdaten werden die monatlichen Geburtszahlen der HIQ- und GIQ-Kantone so aggregiert, dass zwei Zeitreihen mit je 49 Datenpunkten resultierten.¹⁶ Für 44 Monatsdaten (Jan. 2018 bis Aug. 2021) fällt die Zeugung des Nachwuchses auf einen Zeitpunkt vor Einsetzen der Impfkampagne und fünf Monate (Jan. 2022 bis Mai 2022) fallen in die Zeit danach.¹⁷

Da sich bei der Regressionsanalyse die im Abschnitt 4.3.1 beschriebenen, schätztechnischen Schwierigkeiten ergaben, wurden in einem zweiten Anlauf die einfache Differenz-Analyse basierend auf Halbjahresdaten von 2015 bis 2022 durchgeführt, wobei aus Gründen der Vergleichbarkeit immer nur das erste Halbjahr (von Januar bis Juni) berücksichtigt wurde.

7.2 Nachweis des parallelen Trends

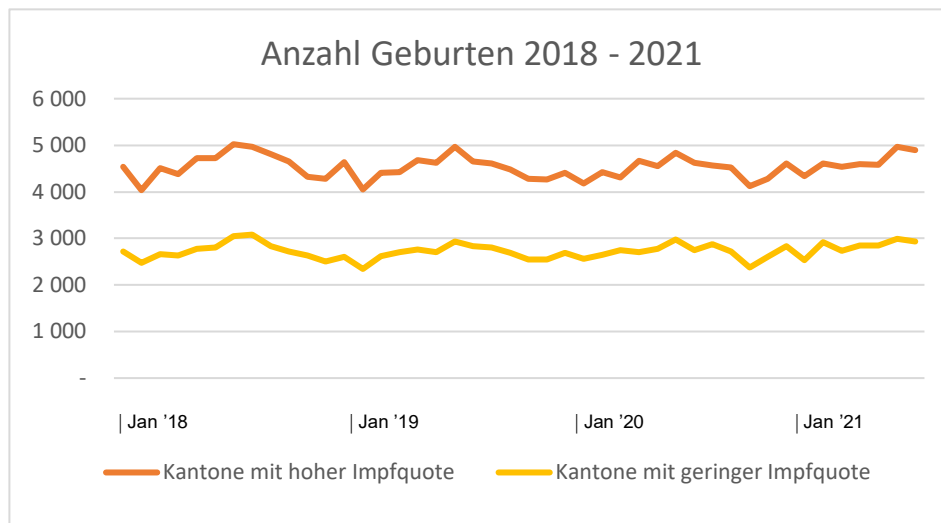
Um einen Difference-in-Difference-Ansatz anwenden zu können, muss der Nachweis erbracht werden, dass sich die verglichenen Gruppen vor Einführung der Impfung ähnlich verhalten haben (Annahme eines parallelen Trends).

In Abbildung 2 sind die Anzahl Geburten in den beiden Kantonsgruppen (gemäss Gruppierung A, Tab. 3) in der Periode vor der Impfung, vom Jan. 2018 bis August 2021 dargestellt. Von blosserem Auge ist zu erkennen, dass die eine Gruppe zwar kleiner ist, als die andere, dass die Schwankungen in den beiden Gruppen jedoch stark parallel verlaufen. Die Regression der beiden Kurven aufeinander ergibt ein R^2 von 82%. Die These, die Geburtenanzahl in beiden Gruppen verhalte sich im Zeitablauf vor Einsetzen der Impfung ungefähr gleich, kann also recht gut gestützt werden.

¹⁶ Angewandt wurde die Gruppierung A gemäss Tab. 3.

¹⁷ Wir schliessen bei den Monatsdaten den inzwischen publizierten Juni 2022 bewusst aus, um unsere Resultate und die in der Presse publizierten Ergebnisse vergleichbar zu machen (Beck, 2022). Beim Wechsel zu den Halbjahresdaten werden die Juni-Daten hingegen berücksichtigt.

Abbildung 2



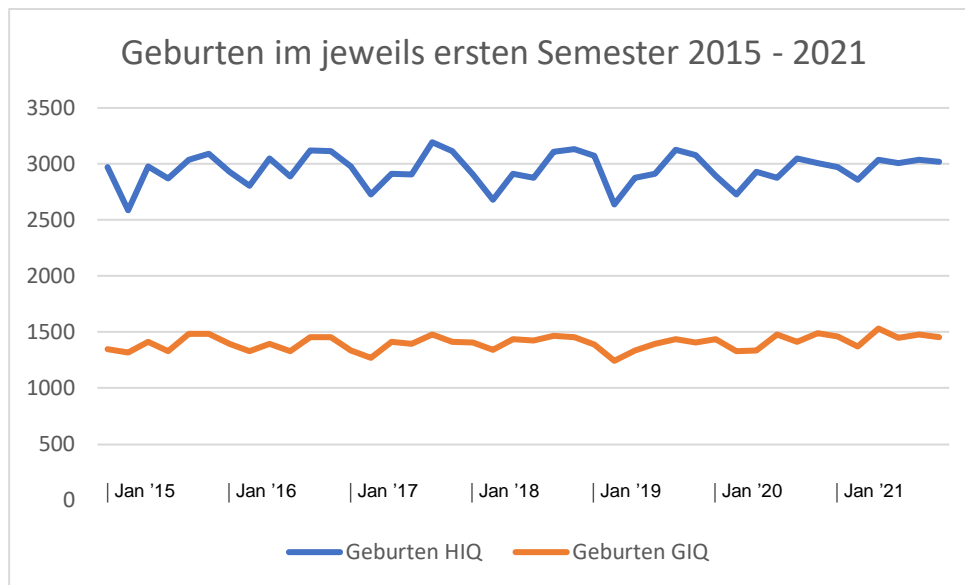
Quelle: Monats-Daten des BfS, Jan 2018 bis August 2021, Kantone gruppiert gemäss Tab. 3, Gruppierung A.

Weiter unten verwenden wir Halbjahresdaten aus der Periode 2015 bis 2021. Diese basieren auf den entsprechenden Monatsdaten. Auch für diese ist der Nachweis eines parallelen Verlaufs zu erbringen.

Der optische Befund ist hier nicht mehr so offensichtlich, darum untersuchen wir die beiden Kurven analytisch. Es handelt sich um (nicht differenzierbare) Zick-Zack-Kurven mit diversen lokalen Minima (den Zicks) und Maxima (den Zacks). Wir fragen uns nun, wie gut die Zicks und Zacks in den beiden Kurven zeitlich übereinstimmen.

Die formale Definition ist folgende: Wenn $g_{i,t}$ der Anzahl Geburten in der Gruppe i und im Monat t entspricht, dann ist ein lokales Maximum im Zeitpunkt t dann gegeben, wenn gleichzeitig $g_{i,(t-1)} < g_{i,t}$ und $g_{i,(t+1)} < g_{i,t}$ ist. Für das lokale Minimum in t gilt entsprechend, dass gleichzeitig $g_{i,(t-1)} > g_{i,t}$ und $g_{i,(t+1)} > g_{i,t}$ gelten muss.

Abbildung 3



Quelle: Monats-Daten des Bundesamts für Statistik, Jan 2018 bis August 2021 (jeweils Jan bis Juni), Kantone gruppiert gemäss Tabelle 3, Gruppierung A.

Gestützt auf diese Definition können alle lokalen Maxima und Minima darauf hin überprüft werden, ob sie in den beiden Kurven zeitgleich anfallen. In der Kurve der HIQ-Kantone fallen 13 lokale Maxima und 13 lokale Minima, also 26 Extremstellen an. Von diesen liegen 21 in beiden Kurven im gleichen Monat und 5 fallen um einen Monat zeitverschoben an. In den GIQ-Kantonen gibt es in den 7 Jahren (respektive 42 Monaten) lediglich ein Maximum und ein Minimum, das nicht mit der HIQ-Kurve korrespondiert. Die Übereinstimmung ist also auch hier recht hoch.

7.3 Difference-in-Difference mittels Regression

Die eben beschriebenen Zeitreihen der Monatsdaten wurden mit der Regressionsmethode untersucht. Im Zentrum stand die Frage, ob es in der Periode nach der Impfung einen signifikanten Unterschied zwischen den Geburten in den Kantonsgruppen HIQ und GIQ gibt. Die absolute Grösse des Unterschieds interessierte nur insofern, als dass es sich um eine relevante Anzahl Lebendgeburten handeln sollte. Eine zwar signifikante, aber in der Anzahl geringe Differenz würde als irrelevant eingestuft.

In der ersten Analyse verwenden wir eine sehr rudimentäre Diff-in-Diff Regression. Wir verwenden als endogene Variable die Anzahl Geburten pro Monat und fügen dazu den Vektor der HIQ-Geburten zum Vektor der GIQ-Geburten, so dass der resultierende y-Vektor 98

Elemente enthält. Je 49 aus der Gruppe HIQ und 49 aus der Gruppe GIQ.¹⁸ Die Unterteilung der Kantone folgt der Gruppierung A in Tab. 3. Dazu kommt ein konstantes Glied und drei Dummy-Variablen.

- Die erste Dummy Variable identifiziert die HIQ-Gruppe. $D_{HIQ} = 1$, wenn die Geburtenzahl zur HIQ-Gruppe gehört, andernfalls ist $D_{HIQ} = 0$.
- Die zweite Dummy Variable identifiziert die Zeitperiode nach Einführung der Impfung. $D_{2022} = 1$, wenn die y-Werte ins Jahr 2022 fallen, andernfalls ist $D_{2022} = 0$.
- Die dritte Dummy Variable identifiziert alle y-Werte, die gleichzeitig ins Jahr 2022 fallen, als auch zur Gruppe HIQ gehören. Das entspricht der Multiplikation der beiden Dummies, $D_{2022}D_{HIQ}$.

Das ergibt die folgende OLS-Schätzungsgleichung:

$$(2) y_i = a_0 + a_1 D_{HIQ,i} + a_2 D_{2022,i} + a_3 D_{HIQ,i} D_{2022,i} + \varepsilon_i$$

Wobei i der Index der 98 Beobachtungen ist, ε_i der Fehlerterm darstellt und a_j die zu schätzenden Parameter. Dabei interessiert der Parameterwert a_3 besonders. Die OLS Schätzung ergibt die Werte in Tabelle 4.

Tabelle 4 Regression des Diff-in-Diff-Modells

	Koeffizienten	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
Konstante (a_0)	2'729.0	31.1	87.6	6.3×10^{-92}
HIQ-Kantone (a_1)	1'808.4	44.0	41.1	7.9×10^{-62}
Periode 2022 (a_2)	-338.8	97.5	-3.5	0.0008
HIQ-Kantone in Periode 2022 (a_3)	-380.8	137.9	-2.8	0.0069

Quelle: Eigene Berechnungen gemäss Text

¹⁸ Zur Präzisierung: 44 Beobachtungen (Jan 18 bis Aug 21) und 5 Beobachtungen (Jan bis Mai 2022) für zwei Kantonsgruppen ergibt $2 \times (5 + 44) = 98$ Datensätze.

Es zeigt sich, dass sämtliche Parameter auf dem 99% Signifikanzniveau signifikant sind, die meisten wesentlich höher.¹⁹ Der besonders interessierende Koeffizient des Unterschieds der HIQ-Kantone in der Zeitperiode nach der Impfung (a_3) erweist sich als signifikant von Null verschieden auf dem Signifikanzniveau von 99,3%.

7.3.1 Teststatistiken der Diff-in-Diff-Regression

Im Folgenden soll die Regression interpretiert und auf Grund ihrer diversen Teststatistiken eingehend geprüft werden. Für die Regression sprechen folgende Punkte:

- Die einzelnen Koeffizienten weisen alle das erwartete Vorzeichen aus.
- Die Konstante besagt, dass in der Periode vor der Impfung in den GIQ-Kantonen im Schnitt 2'729 Kinder pro Monat zur Welt kamen.
- Die HIQ Kantone haben grundsätzlich mehr Kinder, so dass in den HIQ-Kantonen vor der Impfung im Schnitt 1'808 mehr Kinder zur Welt kamen, als in den GIQ Kantonen. Das ergibt zusammen 4'537 durchschnittliche Geburten pro Monat in den HIQ-Kantonen.
- In der Periode 2022 (Januar bis Mai) fehlen in beiden Kantonsgruppen 339 Kinder pro Monat. Das ist kein Vergleich, der sich ausschliesslich auf das Babyboom-Jahr 2021 bezieht, sondern ein Vergleich mit dem Durchschnitt der Geburten von 2018 bis August 2021.
- Und schliesslich weist der Koeffizient a_3 , welcher die HIQ-Kantons-Daten nach der Impfkampagne identifiziert ein hoch signifikantes, negatives Vorzeichen auf, so dass die Hypothese 1, gestützt auf die in Tab. 3 vorliegende Regression, verworfen werden muss.
- Auch was die absoluten Zahlen angeht, ist der Unterschied erheblich. Er erstreckt sich auf 5 Monate, was ein Total von $5 \times 380.8 = 1904$ fehlenden Kindern ergibt (wobei betont werden muss, dass diese absoluten Werte stark von der gewählten Spezifikation der Schätzgleichung abhängen und sich im Folgenden noch ändern werden.)

In verschiedenen Diskussionen kommt jeweils der Einwand, dass dieser Gap ja in den kommenden Monaten kompensiert werden könnte oder sogar dürfte. Auch wenn dem hier nicht widersprochen werden soll – über die zukünftige Entwicklung der Geburten sagt die

¹⁹ Das Signifikanzniveau entspricht dem Ausdruck: $1 - p$ -Wert. Im Fall von a_3 dementsprechend: $1 - 0.0069 = 0.9931$.

vorliegende Regression nichts aus – muss doch darauf bestanden werden, dass bezogen auf die ersten fünf Monate eine grosse Anzahl Kinder nicht auf die Welt gekommen sind und dass diese Anzahl, aus was für Gründen auch immer, höher ist in Kantonen mit hohen Impfquoten.

Wie präsentieren sich die übrige Teststatistiken? Der Erklärungsgrad des Modells ist mit einer Korrelation von 95% respektive 98% sehr hoch, ebenso der F-Test. Das ist angesichts der oben geäusserten Kritik an der Impfquote und der nicht modellierten Saisonstruktur in den Geburts-Daten nicht selbstverständlich. Es besagt aber, dass der Baby-Gap und der Unterschied in der Kinderzahl der beiden Kantonsgruppen die saisonalen und übrigen Schwankungen dominiert.

Tabelle 5 Regressions-Statistiken

<i>Regressions-Statistik</i>	
Multipler Korrelationskoeffizient	0.98
Bestimmtheitsmaß	0.95
Adjustiertes Bestimmtheitsmaß	0.95
Standardfehler	206.6
Anzahl Beobachtungen	98
F-Test	621

Quelle: Eigene Berechnungen gemäss Text

7.3.2 Test auf Autokorrelation in den Residuen

Gemäss unseren Ausführungen bei der Methodendiskussion prüfen wir die Residuen der Regression in (2) auf Autokorrelation, indem wir diese mit einem Monatsindex t von Jan. 2018 bis August 2021 zeitlich sortieren und folgende Regression schätzen:

$$(3) \varepsilon_{it} = b_1\varepsilon_{i,(t-1)} + b_2\varepsilon_{i,(t-2)} + b_3\varepsilon_{i,(t-3)} + b_4\varepsilon_{i,(t-4)} + e_i$$

Geprüft wurden also, ob der Störterm $\varepsilon_{i,t}$ unabhängig sei von den um einen, zwei, drei respektive vier Monate verzögerten Werten. Das Ergebnis könnten nicht deutlicher ausfallen. Drei der vier geschätzten Koeffizienten, b_1, b_2 und b_4 sind hochsignifikant mit t-Werten grösser

drei. Mit einer OLS-Schätzung basierend auf den verallgemeinerten vierten Differenzen²⁰ könnte die Autoregression möglicherweise behoben werden, das hätte jedoch zur Folge, dass nur noch eine Beobachtung pro Kantonsgruppe in der Zeit nach Durchführung der Impfkampagne vorhanden wäre. Damit wird eine OLS-Schätzung unmöglich.

Dazu kommt, dass die Anzahl Geburten in den Kantonen mit hoher Impfquote grundsätzlich grösser ist, als in den GIQ-Kantonen (vgl. Tab. 6). Somit besteht die Gefahr, dass der Koeffizient a_3 in der Regression (2) nicht nur den stärkeren Rückgang in der HIQ-Gruppe abbildet, sondern zum Teil auch schlicht den Grössenunterschied der beiden Kantonsgruppen.²¹ Das ist ein zusätzliches Argument, das für eine vermutlich verzerrte Schätzung dieses zentralen Koeffizienten spricht.

Es bedarf also eines anderen Verfahrens, um unverzerrte Differenzen und Signifikanzen herleiten zu können.

7.4 Difference-in-Difference mit einfachem Differenzenvergleich

Auf Grund der oben beschriebenen schätztechnischen Schwierigkeiten der OLS-Regression gehen wir zum einfachen Differenzenvergleich über. Die Autoregression in den Residuen dürfte eine Folge der starken Saisonstruktur in den Geburtenzahlen sein. Indem wir die Monatsdaten in Halbjahresdaten zusammenfassen, verschwindet die saisonalen Schwankungen und mit ihnen (wie wir unten zeigen werden) auch das Problem der Autoregression.

Da vom Jahr 2022 bis jetzt nur die erste Jahreshälfte bekannt ist, und wir besser Gleiches mit Gleichem vergleichen, schränken wir die Daten auf die ersten Semester (Jan bis Juni) ein. Und weil die Aggregation die Anzahl Datenpunkte um den Faktor sechs reduziert, verlängern wir die Zeitperiode um drei Jahre und verwenden Daten der jeweils ersten Jahreshälfte von 2015 bis 2022.

²⁰ Erste Differenz wäre der Unterschied von einem Monat zum darauffolgenden, also $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,(t-1)}$, die vierte Differenz ist die Differenz zwischen dem ersten und fünften, dem zweiten und sechsten Monat usw., also $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,(t-4)}$.

²¹ Mit Dank an Prof. Dr. N. Lorenz für diesen kritischen Input.

7.4.1 Differenzvergleich der Kantone mit über-/unterdurchschnittlichen Impfquoten (Gruppierung A)

Nachdem wir zeigen konnten, dass auch im Falle dieser erweiterten Datenbasis die strukturelle Übereinstimmung zwischen HIQ- und GIQ-Kantonen sehr gross ist, konzentrieren wir uns nun auf die sieben Halbjahres-Geburtenzahlen von 2015 bis 2022.

Tabelle 6 zeigt in den ersten zwei Spalten links die «tatsächliche Anzahl Geburten» pro Kantonsgruppe und Halbjahr (wobei die Gruppeneinteilung A, Tab. 3, angewandt worden ist). Das heisst, in den Kanonen mit überdurchschnittlicher Impfquote kamen im ersten Halbjahr 2015 26'951 Kinder zur Welt und im Jahr 2022 bis jetzt 23'123. Die entsprechenden Werte in der Gruppe mit tiefer Impfquote sind 15'551 und 14'538.

Tabelle 6 Halbjahresdaten / Gruppierung A

Halbjahresdaten	Tatsächliche Anzahl Geburten		Vergleich mit Hochrechnung			Vergleich mit Hochrechnung		
	Grp1 (HIQ)	Grp2 (GIQ)	Grp1 effektiv	Grp2 HR	Differenz	Grp1 HR	Grp2 effektiv	Differenz
2015	26'951	15'551	26'951	26'416	-535	15'866	15'551	-315
2016	27'272	15'882	27'272	26'979	-293	16'055	15'882	-173
2017	27'148	15'756	27'148	26'765	-383	15'982	15'756	-226
2018	26'897	16'067	26'897	27'293	396	15'834	16'067	233
2019	26'818	15'752	26'818	26'758	-60	15'787	15'752	-35
2020	26'534	16'136	26'534	27'410	876	15'620	16'136	516
2021	27'271	16'726	27'271				16'726	
2022	23'163	14'538	23'163	24'696	-1'533	13'636	14'538	-902

Quelle: Eigene Berechnungen

Nun ist offensichtlich, dass nicht mit der simplen Differenz (23'163 minus 14'538) argumentiert werden darf, weil hier zwei Effekte gleichzeitig auftreten: Die Tatsache, dass in der Gruppe1 ganz grundsätzlich mehr Kinder geboren werden (weil es sich um Kantone mit grösserer Einwohnerzahl handelt) und der Baby-Gap-Effekt.

Wir müssen die beiden Kolonnen also zuerst vergleichbar machen. Das machen wir mit einer simplen Hochrechnung. In der Gruppe 1 kommen von 2015 bis 2020 (also unter Ausklammerung des Baby-Boom-Effekts im Jahr 2021) 161'620 Kinder zur Welt. Im gleichen Zeitraum waren es in der Gruppe 2 95'144 Geburten.

Somit kommen in der Gruppe 1 im langjährigen Durchschnitt 1,70 Kinder mehr zur Welt als in Gruppe 2. Indem wir die Anzahl Kinder der Gruppe 2 mit 1,7 multiplizieren, erhalten wir die hochgerechnete (und damit vergleichbare) Anzahl Kinder der Gruppe 2 (Spalte 4 von links, Grp2 HR). Diese Zahlen sind vergleichbar und darum berechnen wir die Differenzen in der fünften Spalte von links. Das grau unterlegte Jahr 2021 klammern wir bei diesem Vergleich aus, weil es als Baby-Boom-Jahr selber ein Ausnahmejahr darstellt. Wir wollen aber das Jahr 2022 nicht mit einem aussergewöhnlichen 2021, sondern mit den eher gewöhnlichen Jahren 2015 bis 2020 vergleichen.

Die Differenzen bewegen sich in der Zeit vor der Impfung zwischen -535 und +876. Die uns besonders interessierende Differenz im Jahr 2022 beträgt -1533. Das heisst, hätten beide geographischen Gebiete dieselbe, langfristige Geburtenzahl, dann wäre die Differenz des Effektes (Geburtenraten) zwischen den beiden Gruppen 1'533 Babys pro Halbjahr.

Und wiederum stellt sich die Frage, ob diese Differenz signifikant von den vorangegangenen Differenzen verschieden sind. Dazu berechnen wir die mittlere Differenz (von 2015 bis 2020), welche erwartungsgemäss genau Null,²² sowie die Standardabweichung, welche 537.9 ergibt.

Es stellt sich nun die Frage: Mit welcher Wahrscheinlichkeit ist mit einer Differenz von 1'533 Kindern zu rechnen? Unterstellt man normalverteilte Differenzen, dann liegen 99,8% der Werte unterhalb von 1'533, die Wahrscheinlichkeit einer Differenz von 1'533 oder mehr beträgt also lediglich 2 Promille. Der Unterschied ist auf dem Signifikanzniveau von 99% von den bisher beobachteten Unterschieden (2015 bis 2020) verschieden.

Unterstellt man die strengere t-Verteilung (was unsers Erachtens nichtzutreffend ist, weil 1'533 kein Mittelwert ist), dann ergäbe das ein Signifikanzniveau von immer noch 98,2%.

Auch der Test auf zeitliche Autokorrelation in den Differenzen (was die Standardabweichung verzerren würde) fällt überzeugend aus. Der entsprechende Koeffizient liegt 21%-Punkte unter dem Signifikanzniveau von 90% und kann darum verworfen werden.

Allerdings ist in den Differenzen von 2015 bis 2020 ein signifikanter Trend nachweisbar. Aus diesem Grund wurden die Differenzen auch noch trendbereinigt, und sowohl Mittelwert als auch Standardabweichung auf den trendbereinigten Differenzen berechnet, was ein Signifikanzniveau von 93,7% (unter Annahme einer t-Verteilung von 90,6%) ergab.

²² Was kein Zufall ist, sondern eine direkte Folge der Hochrechnung ist, die auch auf den Geburten von 2015 bis 2020 basiert).

Schliesslich wurde auch die Erwartungstreue der Standardabweichungsberechnung überprüft. Gemäss Kohn und Öztürk (S. 198ff) ist die Schätzung der Varianz, nicht aber die der Standardabweichung erwartungstreu. Die systematische Unterschätzung der Standardabweichung kann mit einem gamma-verteilter Korrekturterm korrigiert werden. Sie beträgt 6,38%.²³ Nach erfolgter Korrektur, resultiert unter der Annahme der Normalverteilung eine Signifikanz von 92.4%.²⁴

Schliesslich wurde auch noch überprüft, ob die Signifikanz auch dann gegeben ist, wenn nicht die Gruppe 2 auf das Niveau der Gruppe 1, sondern umgekehrt die Gruppe 1 auf das Niveau der Gruppe 2 hochgerechnet wird (Tab. 6, 3. Kolonnen ganz rechts). Die Änderung der Hochrechnung hat jedoch erwartungsgemäss keinen Einfluss auf die Signifikanztests. Sie bleiben unverändert. Die Interpretation der Differenz, -902, ist jedoch eine andere. Sie beschreibt, um wieviel weniger Kinder in Kantonen mit HIQ geboren würden, verglichen mit GIQ-Kantonen, wenn in den HIQ-Kantonen im Schnitt gleich wenig Kinder zur Welt kämen, wie in den GIQ-Kantonen.

Fazit: Die Überprüfungen der Signifikanz des Geburtenrückgangs in Kantonen mit hoher Impfquoten verglichen mit Kantonen mit geringer Impfquote führt in jedem einzelnen Fall zum gleichen Resultat. Der Geburtenrückgang in Kantonen mit hoher Impfquote ist grösser als in den Kantonen mit kleinerer Impfquote, auch wenn Grössenunterschiede der Kantone und der generelle Rückgang der Geburten im Jahr 2022 auskorrigiert wird. Dieser Unterschied war in den diversen Kalkulationen mit Halbjahresdaten signifikant auf dem 99,8%-, 98,2%-, 93.7%-, 92.4%- respektive 90.6%-Niveau. Damit bestätigen sie zwar die tendenzielle Überschätzung des Signifikanz-Niveaus in der Regression, zeigen jedoch gleichzeitig, dass der Unterschied im Baby-Gap der verglichenen Kantonsgruppen mit grosser **Sicherheit mindestens auf dem 90%-Niveau signifikant** ist. Es gab bei sämtlichen hier dargestellten und auch allen weiteren, hier nicht erwähnten Berechnungen nie ein Signifikanzniveau unter 90% oder ein falsches Vorzeichen beim Geburten-Gap.

Die Nullhypothese, 'es bestehe kein kausaler Zusammenhang zwischen der Covid-19-Impfkampagne im Jahr 2021 und dem Geburtenrückgang 2022', muss verworfen werden,

²³ Der Korrekturterm ist abhängig von den Freiheitsgraden. Bei $n = 6$ Halbjahresdaten hat die Standardabweichung ($n - 1$) also 5 Freiheitsgrade, was eine Korrektur um 6,38% ergibt. (Tabelle in: <https://mathpedia.de/Standardabweichung.html>)

²⁴ Das t-Test-Ergebnis wurde nicht korrigiert, weil gemäss Kuhn und Öztürk die Gamma-Korrektur in den t-Test-Tabellen bereits berücksichtigt wird.

wobei offenbleibt, über welchen Kanal (medizinisch oder über eine Verhaltensänderung der Geimpften) der kausale Zusammenhang hergestellt werden muss.

Die **Gruppeneinteilung A** kann dahingehend kritisiert werden, dass sich die in Bezug auf die Impfquote benachbarten Kantone BL und LU wohl kaum signifikant unterscheiden dürften und somit die Unterscheidung in HIQ- und GIQ-Kantone unscharfe Ränder aufweist, was die Signifikanz zusätzlich dämpft.

Im Folgenden sollen daher zwei weitere Einteilungen untersucht werden. Zuerst die **Gruppierung B** mit einem deutlicheren Unterschied in den Impfquoten der beiden Kantonsgruppen. Die Resultate der Gruppierung B sollten prägnanter ausfallen. Und schliesslich wird auch die Gegenevidenz geprüft. Die **Gruppierung C** liefert einen minimalen, eher zufälligen Unterschied in der mittleren Impfquote der beiden Gruppen. Entsprechend erwarten wir hier keine signifikanten Unterschiede zwischen Gruppe 1 und Gruppe 2.

7.4.2 Differenzvergleich von 18 Kantone mit hohen/geringen Impfquoten (Gruppierung B)

Die Interpretation der Tabelle 7 entspricht der von Tabelle 6. In den sechs Kantonen mit sehr hoher Impfquote (sHIQ) kamen bis 2020 106'000 Babys zur Welt, in denen mit sehr geringer Quote 50'00. Das ergibt einen Hochrechnungsfaktor von 2.11.²⁵

Tabelle 7 Halbjahresdaten / Gruppierung B

Halbjahres-Daten	Tatsächliche Anzahl Geburten		Vergleich mit Hochrechnung		
	Grp1	Grp2	Grp1 effektiv	Grp2 HR	Differenz
2015	17'543	8'377	17543	17'677	-134
2016	17'907	8'362	17907	17'645	262
2017	17'840	8'314	17840	17'544	296
2018	17'615	8'537	17615	18'014	-399
2019	17'704	8'207	17704	17'318	386
2020	17'498	8'487	17498	17'909	-411
2021	17'933	8'747	17933		
2022	15'124	7'662	15124	16'168	-1'044

Quelle: Eigene Berechnungen

²⁵ 2.11 = 106'107 / 50'284

Aus dem Vergleich der Gruppe 1 mit der hochgerechneten Gruppe 2 ergibt sich eine Differenz im Bereich von +386 bis -411 (unter Ausklammerung des Baby-Gap-Jahres 2021). Im Jahr 2022 kletterte die Differenz auf -1'044.

Diese Zahl darf nicht missinterpretiert werden. Sie ist im Betrag kleiner als der entsprechende Wert in Tabelle 6. Das bedeutet nicht, dass der Unterschied kleiner wird, obwohl der Unterschied in der Impfquote in Tabelle 7 ausgeprägter ist. Die Abnahme rührt daher, dass wir in Tabelle 7 auf einen Bestand von ungefähr 18'000 Babys hochrechnen, während wir in Tabelle 6 auf einen Bestand von rund 27'000 Babys hochgerechnet hatten.

Die Mittlere Differenz (in den Jahren 2015 bis 2020) beträgt wiederum 0. Die Standardabweichung 361. Unter Verwendung der Standardabweichung resultiert ein Signifikanzniveau von 99.8%. Wird die Standardabweichung erwartungstreu berechnet, sinkt die Signifikanz auf 99.7%. Unter Verwendung der strengeren, dafür erwartungstreuen t-Verteilung resultiert ein Signifikanzniveau von 98.3%.

In den Residuen hat es weder einen Trend noch eine autoregressive Komponente. Mit der Gruppierung B resultieren demnach ein verlässliches Signifikanzniveau von 99% allenfalls 98%. Wie erwartet, wird der Unterschied im Baby-Gap der Kantone mit sHIQ und sGIQ signifikanter.

7.4.3 Differenzvergleich bei Kantonen mit identischen Impfquoten (Gruppierung C)

Es bleibt der Vergleich zweier Kollektive mit sehr ähnlichen Impfquoten. Die Interpretation der Tabelle 8 folgt derjenigen von Tabelle 6 und 7.

Tabelle 8 Halbjahresdaten / Gruppierung C

Halbjahres-Daten	Tatsächliche Anzahl Geburten		Vergleich mit Hochrechnung		
	Grp1	Grp2	Grp1 effektiv	Grp2 HR	Differenz
2015	25'378	17'124	25'378	25'346	-32
2016	25'672	17'482	25'672	25'875	203
2017	25'653	17'251	25'653	25'533	-120
2018	25'593	17'371	25'593	25'711	118
2019	25'305	17'265	25'305	25'554	249
2020	25'634	17'036	25'634	25'215	-419
2021	26'310	17'687	26'310		

2022	22'490	15'211	22'490	22'514	-24
-------------	--------	--------	--------	--------	------------

Quelle: Eigene Berechnungen

Hier fällt auf den ersten Blick auf, dass die Differenz von -24 Babys nie und nimmer signifikant unterschiedlich sein kann. Es handelt sich um die geringste absolute Differenz überhaupt. Entsprechend liegt das Signifikanzniveau auch nur bei 55,5%. (Auf präzisere Kalkulationen wurde verzichtet.)

Das Resultat entspricht vollumfänglich unseren Erwartungen. Wenn sich die Kantone nicht in ihren Impfquoten unterscheiden, dann verschwindet auch der Unterschied im Rückgang der Geburten.

Fazit: Werden Kantonsgruppen verglichen, die sich in Bezug auf die mittlere Impfquote kaum unterscheiden, tritt ebenfalls das erwartete Ergebnis ein. Der Unterschied im Rückgang der Geburtenraten verschwindet praktisch. Die verbleibende Differenz ist nicht signifikant. Damit ist auch die Gegenevidenz gegeben.

8 Medizinische Beurteilung der Datenlage

8.1 Publierte Daten Covid-Impfung und Fertilität

In der bisher ausgeführten statistischen Betrachtung der Geburtenzahlen wurde dargestellt, dass wir im ersten Halbjahr 2022 einen historisch einzigartigen Rückgang der Geburtenrate beobachten und dass die Analyse mittels Diff-in-Diff Methode nahelegt, dass dieser Rückgang zeitlich sehr gut mit der Covid-19-Impfaktivität in der Population der 20-49-jährigen korreliert und ein kausaler Zusammenhang zwischen Impfaktivität und Geburtenrückgang bestehen dürfte.

Um einen möglichen Bias durch nicht bekannte externe Faktoren (z.B. Verhaltensänderung) bestmöglich auszuschliessen, überprüfen wir weiter, ob biologische Daten einen solchen Kausalzusammenhang plausibilisieren könnten.

Ein möglicher Faktor betrifft die Spermienqualität nach Impfung. Zwei publizierte Studien mit negativem Resultat werden wiederholt zitiert (z.B. NIH²⁶) als Anhaltspunkt für einen

²⁶ <https://www.nih.gov/news-events/nih-research-matters/study-suggests-covid-19-vaccines-do-not-reduce-fertility>

fehlenden Zusammenhang zwischen mRNA-Impfung und Fertilitätsstörung. Beide haben jedoch nur Spermioogramme bis 10 Wochen nach Impfung untersucht (Safrai 2022, Lifshitz 2022). Dieser Zeitpunkt ist jedoch zu früh, um einen Effekt auf die Spermienproduktion auszuschliessen, da die Spermienproduktion über 3 Monate abläuft.

Eine besser angesetzte Studie (wie auch die beiden vorgenannten aus Israel), die gemäss unserer Rückfrage auch bei Swissmedic bekannt ist,²⁷ hat eine längere Zeitperiode über 5 Monate nach Covid-19-mRNA-Impfung untersucht (Gat et al. 2022).

Die Autoren haben bei regelmässigen Samenspendern von drei Samenbanken die Spermioogramm-Daten analysiert. Dabei wurden drei Datenzeitpunkte nach der Impfung berücksichtigt: früh (15-45 Tage), mittel (75-125 Tage) und spät (>145 Tage). Nicht einbezogen wurden Daten von Samenspendern nach einer Booster-Impfung. Dabei fand sich ein deutlicher, über die Zeit zunehmender Trend ($p=0.058$) für eine Reduktion der Spermienmotilität (-4.1% nach >145 Tagen). Eindeutig signifikant war in dieser Studie die für die Fertilität relevante Kenngrösse der totalen Anzahl von motilen Spermien (TMC) pro Ejakulat. Der TMC fiel bei diesen Probanden nach 75-125 Tagen um **22.1%** ab und die Reduktion hielt auch über den Zeitpunkt von 145 Tagen an (**-19.4%**, $p=0.027$). Zu berücksichtigen gilt hier, dass es sich bei Samenspendern um eine selektive Gruppe mit hoher Spermienqualität handelt. Der Effekt könnte bei einer Population mit durchschnittlicher Spermienqualität anders ausfallen.

Die Studie von Gat et al. lässt vermuten, dass eine Wirkung der Impfung auf die Fertilität bei Männern mindestens als biologisch plausibel angesehen werden muss.

Allerdings kontrastiert diese Aussage mit häufig gemachten Aussagen der Firmen und Behörden (z.B. CDC), wonach bei den mRNA-Impfungen nicht mit Fertilitätsstörungen zu rechnen sei. So schreibt das CDC klar: "*After vaccination, the mRNA **will enter the muscle cells**. Once inside, they use the cells' machinery to produce a harmless piece of what is called the spike protein. The spike protein is found on the surface of the virus that causes COVID-19. After the protein piece is made, our cells break down the mRNA and remove it, leaving the body as waste.*"²⁸

Im Rahmen unserer Impfkampagne im Kanton St. Gallen, haben wir unser medizinisches Personal informiert, dass gemäss uns verfügbaren Firmendaten keine Anhaltspunkte vorhanden sind, wonach die mRNA-Impfstoffe sich im Körper ausbreiten. Allerdings finden

²⁷ Mail von Th. Stammschulte vom 31.8.22 an P. Vernazza

²⁸ <https://www.cdc.gov/coronavirus/2019-ncov/vaccines/different-vaccines/mrna.html>

wir in den Studiendaten zu den Zulassungsstudien von Pfizer (z.B. PF-07302048) keine Angaben zur Verteilung der mRNA-Impfstoffe in prä-klinischen Daten.

Offenbar wurden aber in der Zwischenzeit vertrauliche prä-klinische, der FDA vorliegende Daten der Firma Pfizer veröffentlicht. Darin werden pharmakokinetische Daten zur Verteilung des Impfstoffes in verschiedenen Organen im Rattenversuch öffentlich. Wir gehen davon aus, dass diese Daten Swissmedic vorliegen.²⁹

Ein Ausschnitt aus diesem Report zeigt die Verteilung der radioaktiv markierten mRNA-Lipid-Partikel in verschiedenen Organen bei Ratten. Untersucht wurde die Menge des mRNA-Impfstoffes in den verschiedenen Organen und der prozentuale Anteil im ganzen Organismus. Die Verteilungskinetik wurde über maximal 48h untersucht.

Tabelle 9: Auszug aus PK-Daten in verschiedenen Organen (Ratte), Pfizer Inc.

2.6.5.5B. PHARMACOKINETICS: ORGAN DISTRIBUTION CONTINUED

**Test Article: [³H]-Labelled LNP-mRNA formulation containing ALC-0315 and ALC-0159
Report Number: 185350**

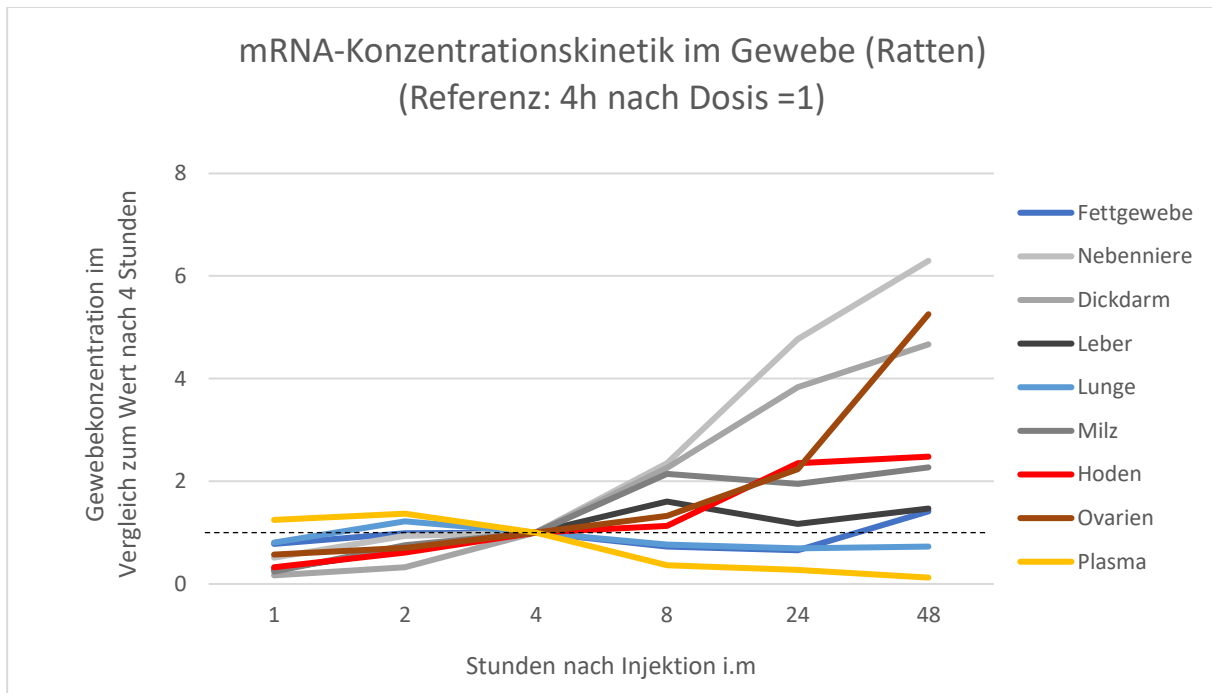
Sample	Total Lipid concentration (µg lipid equivalent/g [or mL]) (males and females combined)							% of Administered Dose (males and females combined)						
	0.25 min	1 h	2 h	4 h	8 h	24 h	48 h	0.25 min	1 h	2 h	4 h	8 h	24 h	48 h
Lymph node (mandibular)	0.064	0.189	0.290	0.408	0.534	0.554	0.727	--	--	--	--	--	--	--
Lymph node (mesenteric)	0.050	0.146	0.530	0.489	0.689	0.985	1.37	--	--	--	--	--	--	--
Muscle	0.021	0.061	0.084	0.103	0.096	0.095	0.192	--	--	--	--	--	--	--
Ovaries (females)	0.104	1.34	1.64	2.34	3.09	5.24	12.3	0.001	0.009	0.008	0.016	0.025	0.037	0.095
Pancreas	0.081	0.207	0.414	0.380	0.294	0.358	0.599	0.003	0.007	0.014	0.015	0.015	0.011	0.019
Pituitary gland	0.339	0.645	0.868	0.854	0.405	0.478	0.694	0.000	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.001
Prostate (males)	0.061	0.091	0.128	0.157	0.150	0.183	0.170	0.001	0.001	0.002	0.003	0.003	0.004	0.003
Salivary glands	0.084	0.193	0.255	0.220	0.135	0.170	0.264	0.003	0.007	0.008	0.008	0.005	0.006	0.009
Skin	0.013	0.208	0.159	0.145	0.119	0.157	0.253	--	--	--	--	--	--	--
Small intestine	0.030	0.221	0.476	0.879	1.28	1.30	1.47	0.024	0.130	0.319	0.543	0.776	0.906	0.835
Spinal cord	0.043	0.097	0.169	0.250	0.106	0.085	0.112	0.001	0.002	0.002	0.003	0.001	0.001	0.001
Spleen	0.334	2.47	7.73	10.3	22.1	20.1	23.4	0.013	0.093	0.325	0.385	0.982	0.821	1.03
Stomach	0.017	0.065	0.115	0.144	0.268	0.152	0.215	0.006	0.019	0.034	0.030	0.040	0.037	0.039
Testes (males)	0.031	0.042	0.079	0.129	0.146	0.304	0.320	0.007	0.010	0.017	0.030	0.034	0.074	0.074
Thymus	0.088	0.243	0.340	0.335	0.196	0.207	0.331	0.004	0.007	0.010	0.012	0.008	0.007	0.008
Thyroid	0.155	0.536	0.842	0.851	0.544	0.578	1.00	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
Uterus (females)	0.043	0.203	0.305	0.140	0.287	0.289	0.456	0.002	0.011	0.015	0.008	0.016	0.018	0.022
Whole blood	1.97	4.37	5.40	3.05	1.31	0.909	0.420	--	--	--	--	--	--	--
Plasma	3.97	8.13	8.90	6.50	2.36	1.78	0.805	--	--	--	--	--	--	--
Blood:Plasma ratio ^a	0.815	0.515	0.550	0.510	0.555	0.530	0.540	--	--	--	--	--	--	--

Auffallend dabei ist, dass Gonaden (Hoden, Eierstöcke) 48 h nach der Impfung deutlich höhere Gewebs-Konzentrationen aufweisen als Plasma oder andere Organe. Besonders auffallend aber ist die Tatsache, dass die gemessenen Konzentrationen insbesondere in Ovarien, Testes und Milz nach 48 h am höchsten ausfallen. Das heisst, dass man aufgrund der vorliegenden Daten nicht ausschliessen kann, dass die mRNA-Impfstoffe in diesen

²⁹ Module 2.6.5 Pharamcokinetics Tabulated Summary, Test ARticle BNT162b2,

Organen nicht noch höhere Konzentrationen erreichen könnten. Die Tendenz einer Anreicherung des mRNA-Impfstoffes in einzelnen Organen (so auch für Ovarien, dunkelrot und Testes, hellrot) ist klarer zu erkennen, wenn die Gewebekonzentration über die Zeit als Vielfaches der nach 4 Stunden gemessenen Konzentration im entsprechenden Gewebe dargestellt wird (Abb. 4).

Abbildung 4: Gewebekonzentration mRNA im Tierversuch



Die vorliegenden Daten weisen darauf hin, dass die mRNA-Impfstoffe aufgrund deren biologischen Verhaltens in Ovarien und Hoden durchaus eine Wirkung auf die Fertilität haben könnten. Die uns zur Verfügung stehenden PK-Daten im Tierversuch lassen keine abschliessende Beurteilung zu, da die Anreicherung der mRNA-Lipidpartikel in einigen Geweben zum spätesten untersuchten Zeitpunkt (48h) noch keine abfallende Tendenz zeigen. Dies ist insbesondere auch für Hoden und Ovarien der Fall. Inwieweit diese in den Keimdrüsen akkumulierten mRNA-Lipidpartikel auch eine biologische Aktivität aufweisen, ist unbekannt. Es stellt sich die Frage, ob die Zulassungsfirmen nicht noch weitere Daten zu späteren Zeitpunkten erheben könnten oder bereits erhoben haben.

8.2 Interpretation der Daten zur biologischen Plausibilität

Die durch Gat et al. Beobachteten Daten bei Samenspendern untermauern eine biologische Plausibilität eines aufgrund statistischer Analyse (Absatz 7) postulierten Zusammenhangs zwischen mRNA-Impfung und Fertilitätsstörung bei Männern. Die uns zur Verfügung stehenden pharmakokinetischen Daten zur mRNA-Verteilung in verschiedenen Geweben (Tierversuch) zeigen eine gewisse Tendenz zur Akkumulation von mRNA-Lipidpartikeln in den Gonaden. Leider fehlen uns PK-Daten über einen längeren Zeitrahmen, mit welchen wir eine allenfalls noch deutlich höhere Anreicherung der mRNA-Partikel in den Gonaden ausschliessen könnten.

Ein möglicher Mechanismus einer Fertilitätsstörung durch in den Ovarien abgelagerten mRNA-Impfstoffen ist nicht bekannt. Bekannt ist lediglich ein gehäuftes Auftreten von Menstruationsstörungen nach der Covid-19 Impfung (Nazir 2022), welche wohl durch andere, vermutlich zerebrale oder hormonale Schwankungen zu erklären wären. Dass diese beschriebenen Menstruationsstörungen den beobachteten starken Abfall der Geburtenrate erklären könnten, ist theoretisch denkbar, erscheint aber eher unwahrscheinlich.

Zurzeit lässt sich aus den Beobachtungen noch nicht mit Sicherheit abschätzen, ob der beobachtete Trend zum Geburtenrückgang bereits rückläufig ist. Angesichts der heute aber kaum noch vitalen Indikation für eine Covid-Impfung bei Personen unter 40 Jahren, muss aber eine mögliche Warnung für Personen mit möglichem Kinderwunsch diskutiert werden.

9 Schlussfolgerung

Die vorliegende Untersuchung der demographischen Daten der Schweiz in Kombination mit den kantonalen Impfquoten, sowie die Sichtung der einschlägigen, medizinischen Studien lassen den Schluss zu, dass die Hypothese, Impfung und Geburtenrückgang stünden in keinem kausalen Verhältnis zueinander, verworfen werden muss. Dabei sind folgende Argumente anzuführen:

1. Es besteht eine auffällige zeitliche Korrelation zwischen dem Höhepunkt der Erst-Impfung und dem Rückgang der Geburten in der Schweiz.
2. Der Geburtenrückgang im ersten Halbjahr 2022 nimmt historische Ausmasse an. Das gilt auch für den Fall, dass es auf nationaler Ebene zu nachträglichen Datenlieferungen kommt. Es gilt insbesondere auch für Gebiete mit vollständig erhobenen Daten (z.B. für die Stadt Zürich).
3. Das Argument, der Rückgang sei eine Folge des Babybooms 2021 vermag nicht zu überzeugen, weil es in der Schweiz noch nie vorkam, dass Babyboom-Jahre durch einen anschliessenden Geburtenrückgang kompensiert worden wären. Zudem ist der Baby-Boom gerade in denjenigen Kantonen ausgeprägt, wo auch der Geburtenrückgang schwächer ausfällt (vgl. Tab. 6).
4. Die Difference-in-Difference-Analyse, welche Kantone mit hohen Impfquoten solchen mit geringer Impfquoten gegenüberstellt, zeigt einen signifikanten Unterschied im Geburtenrückgang der beiden Gruppen. Die Gruppe der Kantone mit hoher Impfquote weist einen stärkeren Rückgang auf, verglichen mit Kantonen mit geringerer Impfquote. Damit liegt robuste Evidenz für das Vorliegen einer Kausalbeziehung vor.

5. Die Signifikanz dieses Unterschieds im Geburtenrückgang der Kantonsgruppen mit hoher respektive geringer Impfquote wurde auf unterschiedliche Art berechnet und nach den Regeln der Kunst auf verschiedene mögliche Verzerrungen hin überprüft. Die Signifikanz lag in allen untersuchten Fällen stets über 90% in der Regel sogar deutlich höher.
6. Schliesslich konnte auch die Gegenevidenz erbracht werden. Werden Kantonsgruppen verglichen, die sich in Bezug auf ihre mittlere Impfquote nicht unterscheiden, fällt auch der Rückgang der Geburten in beiden Gruppen gleich stark aus.
7. Difference-in-Difference ist eine Methode, die gerade im Zusammenhang mit Corona für unzählige Nachweise zur Wirksamkeit respektive Wirkungslosigkeit bestimmter Massnahmen herangezogen worden ist. Im Gegensatz zu den meisten dieser Studie kann in unserem Fall der Nachweis des gemeinsamen Trends in der Zeit vor der Impfung eindrücklich erbracht, die verzerrenden Wirkungen von Zeitreihenanalysen auskorrigiert werden und stammen die Kantonsdaten aus einem sehr homogenen Umfeld (vom Bund koordinierte Impfkampagne, national einheitliche Regulierung zu Geburt, Abtreibung und Krankheitskostenübernahme, zentrale Datenerhebung durch zwei Bundesämter, BfS und BAG).
8. Um zu klären, ob die Kausalität über biologische Faktoren oder durch reine Verhaltensänderung der geimpften Personen erklärt werden kann, wurden jüngere medizinische Studien herangezogen. Dabei zeigt sich, dass in Studien mit ausreichender Dauer durchaus der Nachweis einer abnehmenden Fertilität bei Männern erbracht werden kann.
9. Auch ist aus den Tierversuchen von Pfizer/Moderna bekannt, dass die Anreicherung der mRNA in den Geschlechtsorganen nachgewiesen werden konnten.

Auf Grund dieser langen Liste von statistisch erhärteten Befunden fordern wir Swissmedic auf

- Für Personen mit nicht abgeschlossenem Kinderwunsch eine explizite Warnung für die Anwendung eines mRNA-basierten Covid-19 Impfstoffes auszusprechen.
- Pfizer/Moderna aufzufordern, ihre Daten zur längerfristigen Akkumulation von mRNA im Tierversuch vorzulegen, und diese zu veröffentlichen.

10 Quellen

- Afendulis, Christopher et al. The impact of medicare part D on hospitalization rates. Health Services Research. 2011.
- Agarwahl, Jessica und 54 mitunterzeichnende Wissenschaftler. Offener Brief: Aufforderung zum Zurückziehen des Beitrags „Unstatistik des Monats“ vom 31. Januar 2022. In: S. Korinth, P. Schreyer & U. Teusch (Hrsg.): Multipolar, 3.4.2022, <https://www.multipolar-magazin.de/artikel/unserioese-veroeffentlichung>.
- Bamberg, Günter und Schittko, Ulrich K.: Einführung in die Ökonometrie, Fischer/Stuttgart, 1979.
- Beck, Konstantin, Sag mir wo die Kinder sind. In: Weltwoche 34, 2022, S. 26-27.
- Bendavid, Eran et al. HIV Development Assistance and Adult Mortality in Africa. JAMA. 2012
- Bertrand Marianne, Duflo Esther and Sendhil Mullainathan: How much should we trust Differences-in-differences estimates? In: Quarterly Journal of Economics, Feb. 2004, 249-275.
- Branas, Charles C. et al. A Difference-in-Differences Analysis of Health, Safety, and Greening Vacant Urban Space. American Journal of Epidemiology. 2011.
- Carlo, Waldemar A et al. Newborn-Care Training and Perinatal Mortality in Developing Countries. NEJM. 2010.
- Domino, Marisa. Increasing time costs and co-payments for prescription drugs: an analysis of policy changes in a complex environment. Health Services Research. 2011.
- Gat I, Kedem A, Dviri M, et al. Covid-19 vaccination BNT162b2 temporarily impairs semen concentration and total motile count among semen donors. Andrology 6.6.22 <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/andr.13209>
- Gigerenzer, Gerd, Walter Krämer, Katharina Schüller und Thomas K. Bauer. Impfquote und Übersterblichkeit, eine „Spurious Correlation“, in: Unstatistik des Monats, 31.01.2022, <https://www.rwi-essen.de/presse/wissenschaftskommunikation/unstatistik/detail/xaxax>
- Guy, Gery. The effects of cost charing on access to care among childless adults. Health Services Research. 2010.
- Hagemann, Raymund, Lorré Ulf und Kremer, Hans-Joachim Kremer: Geburtenrückgang in den Schweizer Kantonen 13.08.2022, PDF.
- Harman, Jeffrey et al. Changes in per member per month expenditures after implementation of Florida’s medicaid reform demonstration. Health Services Research. 2011.
- King, Marissa et al. Medical school gift restriction policies and physician prescribing of newly marketed psychotropic medications: difference-in-differences analysis. BMJ. 2013.
- Kohn, Wolfgang und Öztürk, Riza: Statistik für Ökonomen, Springer/Heidelberg, 2010.
- Li, Rui et al. Self-monitoring of blood glucose before and after medicare expansion among meicare beneficiaries with diabetes who do not use insulin. AJPH. 2008.
- Lifshitz, D. et al. Does mRNA SARS-CoV-2 vaccine detrimentally affect male fertility, as reflected by semen analysis? Reproductive BioMedicine Online 44, 145–149 (2022).
- Meyer, Bruce: Natural and Quasi-Natural Experiments in Economics, Journal of Business and Economic Statistics, XII (1995), 151-162.
- Nazir, M. et al. Menstrual abnormalities after COVID-19 vaccines: A systematic review. Vacunas (2022) doi:10.1016/j.vacun.2022.07.001.

Rosin, Klemens, Geburtenrückgang im ersten Halbjahr 2022; Homepage des Stadt Zürcher Präsidi­aldepartements, 25.8.2022;
https://www.stadt-zuerich.ch/content/prd/de/index/statistik/publikationen-angebote/publikationen/webartikel/2022-08-25_Geburtenrueckgang-im-ersten-Halbjahr-2022.html

Ryan, Andrew et al. The effect of phase 2 of the premier hospital quality incentive demonstration on incentive paymetns to hospitals caring for disadvantaged patients. Health Services Research. 2012.

Safrai, M. et al. The BNT162b2 mRNA Covid-19 vaccine does not impair sperm parameters. Reproductive BioMedicine Online 44, 685–688 (2022).

Wharam, Frank et al. Emergency Department Use and Subsequent Hospitalizations Among Members of a High-Deductible Health Plan. JAMA. 2007.