Bachelorarbeit

**Eine empirische Analyse der Fehlwahrnehmung von nationaler und
EU-weiter Einkommensungleichheit in Deutschland**

**An Empirical Analysis of the Misperception of National and EU-wide
Income Inequality in Germany**

Bent Mathis Rick

Major: Volkswirtschaftslehre (B.Sc.)

Leuphana Universität Lüneburg

Erstprüferin: Prof. Dr. Luise Görges

Zweitprüfer: Julian Jäger

Inhalt

1. Einleitung.....	1
2. Forschungsstand	2
2.1 Median-Voter-Theorem	2
2.2 Verzerrte Wahrnehmung von Ungleichheit	3
2.3. Fragenreihenfolgeeffekt	5
2.4 Forschungsfragen	7
3. Methodik.....	9
3.1 Daten und Forschungsdesign	9
3.2 Fragenreihenfolge.....	11
4. Deskriptive Statistiken.....	11
5. Ergebnisse.....	14
5.1 Einflussgrößen	14
5.2 Randomisierung	16
5.3 Ergebnisse des Fragenreihenfolgeeffektes.....	18
5.4 Konsistenz.....	22
5.5 Fehlende Antworten.....	26
5.6 Sicherheit	28
6. Fazit	30
Literaturverzeichnis	32
Eidesstattliche Erklärung	35

1. Einleitung

Der Ausgangspunkt dieser Bachelorarbeit ist die wiederholt nachgewiesene und immer größer werdende Ungleichheit in Europa in den letzten Jahrzehnten (Fredriksen, 2018). Frühere ökonomische Theorien, wie etwa das „Median-Voter-Theorem“ von Meltzer und Richard (1981) sagten vorher, dass diese immer höhere Ungleichheit auch mit einer höheren Akzeptanz von Umverteilungsmaßnahmen in der Bevölkerung einhergehen müsste. Es finden sich empirisch jedoch keine Hinweise, die diese Theorie unterstützen. Vielmehr konnte in den letzten Jahren trotz der zunehmenden Ungleichheit in Europa keine Zunahme in der Akzeptanz von Umverteilungsmaßnahmen beobachtet werden (Roth & Wohlfart, 2018).

In der jüngeren Vergangenheit gab es daher vermehrt Studien, die dieses Phänomen zu erklären versucht haben (z.B. Kuziemko et al., 2015; Karadja et al., 2016; Cruces et al., 2013). Es wurde der Ansatz verfolgt, dass auch wenn die wirkliche Einkommensungleichheit steigt, diese von den Menschen falsch wahrgenommen wird. Um dies zu untersuchen, wurden vermehrt Survey-Experimente durchgeführt. Die Befragten sollten in diesen ihre eigene Einkommensposition im Vergleich zur Gesamtbevölkerung schätzen. Es wurde mit Hilfe dieser vorhergegangenen Studien festgestellt, dass Individuen ihre eigene Einkommensposition systematisch fehleinschätzen und auf Basis dieser Fehleinschätzungen auch ihre Meinungen zum Thema Umverteilung bilden.

Auch in dieser Arbeit wird ein Survey-Experiment herangezogen. Die Daten stammen vom Projekt SOECBIAS¹ der Universität Hamburg. Dabei handelt es sich um ein interdisziplinäres Forschungsprojekt, welches sich mit der Wahrnehmung von Ungleichheit in Europa beschäftigt. In dessen Rahmen wurden Umfragen in mehreren EU-Ländern zum Thema Einkommensungleichheit durchgeführt. In dieser Arbeit soll der Pre-Test des Projekts ausgewertet werden. In diesem wurden mehr als 2000 deutsche Teilnehmer*innen nach einer Einschätzung zu ihrer eigenen Einkommensposition innerhalb Deutschlands und innerhalb der EU gefragt.

Das Projekt unterscheidet sich dabei von der vorhergegangenen Forschung, indem sowohl nach der nationalen-, als auch nach der EU-weiten Einkommensposition gefragt

¹ Website des SOECBIAS-Projekts: <https://www.wiso.uni-hamburg.de/fachbereich-sozoek/professuren/beblo/04-forschung/05-drittmittelprojekte/soecbias.html>

wird. Zusätzlich wurde die Fragereihenfolge variiert: Bei einer Gruppe von Teilnehmer*innen wurde erst nach der nationalen- und bei einer anderen erst nach der EU-Einkommensposition gefragt.

Ziel dieser Arbeit ist es daher, die Wahrnehmung der eigenen Einkommensposition nicht nur auf nationaler-, sondern auch auf EU-Ebene zu analysieren. Es soll untersucht werden, ob die EU-Einkommensposition von anderen Faktoren beeinflusst wird als die nationale Position. Es soll außerdem analysiert werden, ob selbst die Reihenfolge, in der Individuen nach nationaler und EU-Einkommensposition befragt werden, einen Einfluss auf die Höhe der Schätzungen haben. Des Weiteren soll die Durchführbarkeit der Frage nach der EU-weiten Einkommensposition getestet werden. Dazu wird untersucht, ob die Teilnehmer*innen konsistente Antworten gegeben haben und ob die Fragenreihenfolge auch darauf einen Einfluss hatte. Zuletzt soll das Antwortmuster auch dahingehend analysiert werden, bei welcher Fragenreihenfolge die Befragten öfter eine Antwort abgegeben haben und wie sicher sie sich bei der Einschätzung zur EU-Position waren.

Zunächst soll genauer erläutert werden, was zur Forschung zur Wahrnehmung der Ungleichheit geführt hat. Die Literatur, die zu diesem Thema erschienen ist, soll daraufhin kurz zusammengefasst werden. Dann wird erklärt, wie die Fragenreihenfolge eine Auswirkung auf das Antwortverhalten haben kann. Im darauffolgenden Kapitel wird die Methodik und der Datensatz vorgestellt, bevor in Kapitel 3 die Ergebnisse vorgestellt werden.

2. Forschungsstand

2.1 Median-Voter-Theorem

Wie bereits beschrieben, ist der Ausgangspunkt dieser Arbeit, dass frühe ökonomische Modelle bei zunehmender Ungleichheit eine größere Nachfrage an Umverteilungsmaßnahmen vorhersagen. Dies konnte empirisch jedoch nicht bewiesen werden.

Das Median-Voter-Theorem geht von einem Zweiparteiensystem aus, in dem es eine eher linke und eine eher rechte Partei gibt. Wähler*innen, die sich noch weiter links als die linke Partei positionieren, werden sicher die linke Partei wählen. Wähler*innen, die noch weiter rechts als die rechte Partei sind, werden wahrscheinlich die rechte Partei wählen. Nach dem Median-Voter-Theorem müssen die Parteien die äußeren Ränder somit nicht berücksichtigen und der Wahlkampf findet nur für die politische Mitte statt. Entscheidend

für den Wahlausgang ist dann der Wähler genau in der Mitte, der Medianwählender (Congleton, 2002).

Das Median-Voter-Theorem wurde in der Wirtschaftsforschung bei einer Vielzahl an Aufgabenfeldern angewendet. So haben Meltzer und Richard (1981) die Beziehung von Einkommensungleichheit und Umverteilungsmaßnahmen mithilfe von diesem analysiert. Sie gehen in ihrem Modell von einer Regierung, die nur Besteuern und Umverteilen kann und von vollständig über die Einkommensverteilung informierten Wähler*innen, aus. Entscheidend ist dann ein Medianwählender, der das Medianeinkommen aller Wahlberechtigten hat. Wähler*innen mit geringerem Einkommen als das des Medianwählenden entscheiden sich für mehr Besteuerung und Umverteilung. Wähler*innen mit mehr Einkommen als der Medianwählende, wollen weniger Besteuerung und Umverteilung. Wenn nun das Durchschnittseinkommen steigt und es gleichzeitig mehr Wähler*innen mit relativ wenig Einkommen gibt (größere Einkommensungleichheit), rutscht die Position des entscheidenden Medianwählenden immer weiter auf der Einkommensverteilung hinab und mehr Wähler*innen wollen mehr Besteuerung und Umverteilung. Meltzer und Richard sagen mit dem Modell also vorher, dass eine größere Einkommensungleichheit auch mit einer höheren Nachfrage an Umverteilungsmaßnahmen einhergeht.

In den letzten Jahrzehnten wurde mehrfach die immer größer werdende Ungleichheit in Europa nachgewiesen. Es wurde daraufhin geprüft, ob sich daher auch größere Nachfrage nach Umverteilung nachweisen lässt. Moene und Wallerstein (2003) haben genau diesen Zusammenhang anhand von 18 OECD-Staaten zwischen 1980 und 1995 analysiert. Sie finden kaum Beweise für einen Zusammenhang von höherer Einkommensungleichheit und höheren Ausgaben für Rente, Gesundheitsvorsorge oder Familienleistungen. Außerdem finden sie in Staaten mit mehr Ungleichheit auch geringere staatliche Ausgaben für Menschen, die ihren Arbeitsplatz auf Grund von Arbeitsunfähigkeit verloren haben.

Auch andere Studien kommen zu Ergebnissen, die nicht mit den Vorhersagen des Median-Voter-Theorems einhergehen.

2.2 Verzerrte Wahrnehmung von Ungleichheit

Wie gezeigt wurde, lässt sich die Annahme, dass größere Ungleichheit zu höherer Nachfrage an Umverteilungsmaßnahmen führt, nicht halten. Als möglicher Grund wurde genannt, dass auch bei steigender Einkommensungleichheit die Menschen diese

Ungleichheit fehleinschätzen (Milanovic, 2000). Tatsächlich wiesen Norton and Ariely (2011) nach, dass die US-Bevölkerung die Vermögensungleichheit stark unterschätzt. In den letzten Jahren gab es daher vermehrt Studien, die das Ausmaß einer möglichen individuellen Fehleinschätzung untersucht haben. Dazu wurden Survey-Experimente durchgeführt, in denen die Befragten ihre eigene Position auf der Einkommensverteilung einschätzen sollten.

Cruces et al. (2013) argumentieren, dass die Einschätzung von Individuen auf ihren Zugangsmöglichkeiten zu Informationen und ihren Fähigkeiten, diese Informationen zu verstehen und zu verarbeiten, beruhen. Während beim Median-Voter-Theorem von vollständigen Informationen aller Beteiligten ausgegangen wird, gehen sie damit von imperfekten Informationen aus. Individuen sind durch Medien, soziale Kontakte oder ihren Arbeitsplatz ständig von anderen Menschen, mit unterschiedlichen Einkommen, umgeben. Wenn sie jedoch hauptsächlich mit Individuen mit ähnlichen Merkmalen, dem gleichen Wohnort oder der gleichen sozialen Klasse umgeben sind, könnte dies dazu führen, dass die Individuen nur einer nicht für die gesamte Bevölkerung repräsentativen Stichprobe ausgesetzt sind. Zwar sind sich die Menschen diesem bewusst, doch sie bedenken entweder nicht alle Informationen oder verarbeiten sie nicht richtig (Simon, 1972). Individuen können auf Grund von imperfekten Informationen oder ihren kognitiven Fähigkeiten daher meist nicht hinreichend von ihrer eigenen Referenzgruppe auf die Allgemeinheit schließen.

So befragten Cruces et al. (2013) 1.100 Haushalte in Argentinien nach einer Selbsteinschätzung ihrer Einkommensposition im Vergleich zu anderen Haushalten. Sie fanden systematische Fehleinschätzungen der eigenen Einkommenspositionen unter den Befragten. Während sich ein großer Teil der ärmeren Teilnehmer*innen reicher einschätzten als sie eigentlich waren, haben sich viele reichere Teilnehmer*innen als ärmer eingeschätzt.

Sie fanden außerdem starke Hinweise auf einen großen Einfluss von Referenzgruppen (auf Basis des Wohnorts) auf die individuelle Wahrnehmung von Einkommensungleichheit. Die Ungleichheitswahrnehmung ist mit der relativen Position der Individuen in ihrer jeweiligen Referenzgruppe korreliert. Außerdem wurde eindeutig nachgewiesen, dass dieser Einfluss auch verstärkt zu Fehlwahrnehmungen der eigenen Einkommensposition

führte. Individuen mit Freunden aus mehreren sozialen Hintergründen waren weniger anfällig für Fehleinschätzungen.

Die Studie wurde des Weiteren um einen zweiten Schritt erweitert. Einigen zufällig ausgewählten Teilnehmer*innen wurden nach ihrer Befragung über die Richtigkeit ihrer Einschätzung informiert. So sollte festgestellt werden, ob sie auf Basis ihrer Fehleinschätzung auch ihre Meinung zum Thema Umverteilungsmaßnahmen gebildet haben. Tatsächlich haben viele Teilnehmer*innen ihre Meinung geändert, nachdem sie über ihre wirkliche Position informiert wurden. Individuen, die sich auf der Einkommensverteilung zu reich eingeschätzt haben, verlangten nach mehr Umverteilung, nachdem sie über ihre tatsächliche Position aufgeklärt wurden. Dieses Informations-Treatment konnte sogar annähernd den ursprünglichen Bias ausgleichen. Korrekte Informationen über die eigene Einkommensposition zu haben, ändert also die Einstellung von Individuen zu Umverteilung. Unzureichende Informationen über die Einkommensverteilung könnten somit die geringe Zustimmung von Umverteilungsmaßnahmen in modernen Demokratien erklären.

Eine ähnliche Studie führten Kardaja et al. (2014) in Schweden durch. Sie kamen zu dem Ergebnis, dass die Teilnehmer*innen sich systematisch auf der Einkommenskurve unterschätzten. Für jüngere, ärmere, kognitiv schwächere und schlechter gebildete Individuen galt viel diese Fehleinschätzung besonders. Wurden die Teilnehmer*innen über ihre tatsächliche Position informiert, verlangten sie danach weniger Umverteilung. Dieser Effekt wurde dabei hauptsächlich von den Teilnehmer*innen getragen, die sich politisch eher rechts einordnen würden.

Es gibt noch weitere Studien dieser Art (z.B. Bublitz, 2020). Sie alle kommen jedoch zu dem Ergebnis, dass Individuen ihre Einkommenspositionen fehleinschätzen.

2.3. Fragenreihenfolgeeffekt

Methodisch soll sich zudem u.a. an Alesina et al. (2018) orientiert werden. Sie führten ein Survey-Experiment zum Thema Immigration und Umverteilung in sechs verschiedenen Ländern durch. Ähnlich wie bei den vorherigen Studien zu Einkommenspositionen wurden auch hier große Fehleinschätzungen festgestellt. In allen Ländern wurden z.B. die Anzahl an Immigrant*innen deutlich überschätzt und sie wurden als schlechter gebildet, ökonomisch schwächer und kulturell weiter entfernt eingeschätzt, als sie eigentlich waren. Insgesamt wurden also große Vorurteile gegenüber Immigrant*innen festgestellt.

In einem zweiten Teil wurde dann der Zusammenhang von diesen Vorurteilen zur Akzeptanz von Umverteilungsmaßnahmen untersucht. Dazu wurde die Fragenreihenfolge für einige Teilnehmer*innen verändert: Während einige Teilnehmer*innen zuerst über ihre Meinung zu Umverteilungen gefragt wurden, wurden andere zuerst über ihre Einschätzungen zu Immigrant*innen gefragt und anschließend zu ihrer Meinung zu Umverteilung. Ansonsten wurden keine weiteren Informationen gegeben. So sollte getestet werden, ob die bloße Änderung der Fragenreihenfolge ihre Meinung zu Umverteilung beeinflusst.

Tatsächlich sorgt das Hervorheben des Themas Immigration (durch vorherige Nennung) gegenüber den Teilnehmer*innen für eine größere Abneigung von Umverteilungsmaßnahmen. Teilnehmern*innen, die zuerst über Immigration befragt wurden, waren weniger über Ungleichheit besorgt, haben ein geringeres Verlangen nach gestaffelten Steuersätzen und wollen weniger spenden. Allein die Befragten früher über Immigration nachdenken zu lassen, beeinflusst signifikant ihre Meinung zum Thema Umverteilung. Gruppen, die vorher schon mehr Vorurteile gegenüber Immigrant*innen hatten, sind durch das Hervorheben noch stärker beeinflusst worden. So reagierten Individuen, die sich eher dem rechten Flügel zuordnen und Individuen ohne Collegeabschluss noch negativer auf das Hervorheben von Immigration.

Alesina et al. (2018) fanden also einen Fragenreihenfolgeeffekt. Dieser beruht auf dem vielfach dokumentierten Phänomen, das die Reihenfolge, in der die Teilnehmer*innen Fragen gestellt bekommen, Auswirkungen auf die Ergebnisse haben (Schuman, Presser 1981). Nach Strack et al. (1992) sei es dabei nicht die Reihenfolge selbst, die einen Effekt auslöst, sondern die vorher gestellte Frage hat eine Auswirkung auf die anschließenden Fragen. In einem randomisierten Experiment ist der Fragenreihenfolgeeffekt also eher ein Frageneffekt, bei dem die Auswirkung des Stellens einer Frage gegen das nicht-stellen von dieser untersucht wird. Die vorherige Frage kann nach Schwarz und Strack (1991) aus mehreren Gründen Einfluss auf die Folgenden nehmen. Zum einen, dass die Teilnehmer*innen die vorherige Frage beim Beantworten noch im Hinterkopf haben und zum anderen, dass sie den Eindruck haben, dass die aufeinanderfolgenden Fragen zusammengehören.

Das SOECBIAS-Projekt ist eines der ersten, in dem nicht nur die nationale, sondern auch die EU-weite Einkommensposition analysiert wird (Beblo et al., 2021). Es ist vorstellbar, dass die Reihenfolge, in der nach den beiden Einkommenspositionen gefragt wird, dabei eine Auswirkung auf die Antworten hat. Diese Arbeit soll daher den Einfluss der Fragenreihenfolge auf die Einschätzung der EU-Position genauer untersuchen.

2.4 Forschungsfragen

Die vorhergegangenen Studien haben festgestellt, dass Individuen systematisch ihre eigene Einkommensposition fehleinschätzen. In dieser Arbeit wird nicht nur die nationale, sondern auch die geschätzte EU-weite Einkommensposition untersucht. Es sollen Einflussfaktoren identifiziert werden, die eine Auswirkung auf die eigene Selbsteinschätzung haben. Außerdem soll analysiert werden, ob sich diese für die nationale und die EU-Position unterscheiden und ob es Einflussfaktoren auf den wahrgenommenen Unterschied zwischen der eigenen nationalen und der eigenen EU-Position gibt. Vorstellbar wäre, dass Teilnehmer*innen, die sich sich dem rechten politischen Spektrum zuordnen, diesen Unterschied als größer wahrnehmen.

Daraufhin folgt der experimentelle Teil dieser Arbeit. Bereits erwähnt wurde das Fragenreihenfolgentreatment von Alesina et al. (2018). Bei diesem haben die Befragten ihre Meinung zu Umverteilungspolitik stark verändert, wenn sie vorher Fragen über Migranten beantwortet haben. Durch die erste Frage wurde ihnen also ihre negativen Vorurteile gegenüber Immigrant*innen ins Gedächtnis gerufen, was erkennbaren Einfluss auf die Folgefrage hatte.

Auch hier soll der Einfluss der Fragenreihenfolge analysiert werden. Es ist zu erwarten, dass Teilnehmer*innen, die vor ihrer Einschätzung ihrer nationalen Einkommensposition schon über ihre EU-Einkommensposition gefragt wurden, bei der Frage über die EU-Position noch immer ihre nationale Position im Hinterkopf haben. Durch Vorurteile, beispielsweise dass Deutschland viel reicher ist als die anderen EU-Staaten, ist daher davon auszugehen, dass sie sich dann EU-weit besonders gut einschätzen. Dadurch würde auch der zu erwartende geschätzte Unterschied zwischen EU- und nationaler Position größer sein.

In der anderen Gruppe hingegen wird als erstes über die EU-Einkommensposition gefragt. Die Befragten haben also noch ihre EU-Position im Hinterkopf, wenn sie über ihre nationale Einkommensposition nachdenken. Durch dieses Priming lässt sich eine niedrigere Einschätzung der eigenen nationalen Einkommensposition vermuten. So würde sich auch der geschätzte Unterschied zwischen nationaler und EU-Einkommensposition vergrößern.

Das Ziel dieser Pretest-Umfrage ist außerdem die Feststellung der Durchführbarkeit einer solchen Befragung über die eigene EU-Einkommensposition, da noch keine vorherige Studie bekannt ist, die diese erhoben hat. Überprüft werden soll, ob die Teilnehmer*innen konsistente Antworten geben. So wurden sie auch allgemein gefragt, wie sie die wirtschaftliche Lage in Deutschland im Vergleich zu den anderen EU-Mitgliedsstaaten einschätzen. Es soll überprüft werden, ob sich ihre Antwort hier mit ihren geschätzten nationalen und EU-Positionen deckt. Darauf aufbauend soll auch untersucht werden, ob sich die Konsistenz der Antworten in den beiden Befragungsgruppen unterscheidet. So kann ermittelt werden, ob eine bestimmte Fragenreihenfolge dafür sorgt, dass mehr Teilnehmer*innen die Fragen missverstehen.

Zusätzlich soll die Durchführbarkeit auf eine andere Weise geprüft werden. Die Teilnehmer*innen hatten auch die Möglichkeit, keine Schätzung über ihre Einkommenspositionen abzugeben und stattdessen nur „Weiß nicht“ anzukreuzen. Um bei möglichen späteren Umfragen eine möglichst hohe Anzahl an Antworten zu erhalten, soll auch überprüft werden, ob die Fragenreihenfolge eine Auswirkung auf die Rate an „Weiß nicht“-Antworten hat. Vorstellbar wäre, dass manche Teilnehmer*innen sich überfordert fühlen, wenn sie zuerst ihre EU-Einkommensposition einschätzen sollen. Zu erwarten wäre dann eine höhere Rate an „Weiß nicht“-Antworten in der „EU-zuerst“-Gruppe.

Zuletzt soll ebenfalls untersucht werden, wie sicher sich die Teilnehmer*innen bei der Einschätzung ihrer EU-Einkommensposition waren. Bei Engelhardt und Wagener (2016) waren sich die Befragten bei der Einschätzung der (nationalen) Einkommensposition unsicher. In dieser Arbeit soll überprüft werden, ob es sich bei der EU-Einkommensposition ähnlich verhält und ob die Fragenreihenfolge einen Unterschied auf die Sicherheit hat.

3. Methodik

3.1 Daten und Forschungsdesign

Wie bereits erwähnt stammen die Daten vom interdisziplinären Forschungsprojekt SOECBIAS der Universität Hamburg. Ziel des Projekts ist die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen der Wahrnehmung der Einkommenspositionen und europäischer und nationaler Umverteilungspolitik (Beblo et al., 2021).

Um dies zu erarbeiten, wurde in dessen Rahmen eine großangelegte Studie durchgeführt. Anders als in den vorhergegangenen Studien sollten die Teilnehmer*innen nicht nur ihre nationale Einkommensposition, sondern auch ihre europäische Einkommensposition einschätzen. Dies ermöglicht die Analyse des Unterschieds in der Wahrnehmung der individuellen Position zwischen nationaler- und EU-Ebene. Während die Hauptstudie in vier Ländern durchgeführt wurde, wird in dieser Arbeit der Pre-Test des Projekts ausgewertet, der nur in Deutschland durchgeführt wurde.

Bei dem Pre-Test handelt es sich um eine Online-Umfrage, bei der ein standardisierter Fragebogen ausgefüllt werden musste. Die Umfrage wurde von YouGov Deutschland im November 2020 durchgeführt. YouGov Deutschland führt Online-Panel-Befragungen durch. Die Befragten werden dabei nicht vergütet. Es wurden Einladungen zur Teilnahme per E-Mail verschickt. Insgesamt haben 2.022 Personen an der Umfrage teilgenommen.

Zunächst sollten die Teilnehmer Angaben zu Geschlecht, Alter, Bildungsgrad und Einkommen (in 500 Euro Abstufungen) machen. Außerdem wurde u.a. nach der politischen Einstellung gefragt, indem die Teilnehmer*innen im linken oder rechten Spektrum selbst einschätzen. Dies ermöglicht später eine genaue Analyse, welche Gruppen den Unterschied zwischen nationaler und EU-Einkommensposition anders einschätzen.

Als nächstes erfolgte die Abfrage der Einkommenspositionen. Die Teilnehmer*innen wurden informiert, dass sich die folgenden Fragen auf das gesamte Nettoeinkommen ihres Haushalts pro Monat beziehen. Also auf das gesamte Nettoeinkommen aus Arbeit, Kapitalvermögen und staatlichen Beihilfen. Nachdem sie über die Höhe ihres eigenen Haushalt Nettoeinkommens nachdenken sollten, wurden folgende Fragen gestellt:

Q1: Wie viel Prozent der deutschen Bevölkerung (18 Jahre oder älter) haben Ihrer Meinung nach ein gesamtes Haushaltsnettoeinkommen pro Monat, das niedriger ist als das Ihre?

Nach der EU-Einkommensposition wurde folgendermaßen gefragt:

Q2: Die Europäische Union (EU) zählt 28 Mitgliedstaaten, in denen die allgemeine wirtschaftliche Lage sehr unterschiedlich ist (z.B. Dänemark, Frankreich, Spanien, Ungarn). Jetzt denken Sie bitte an Ihr eigenes Haushaltsnettoeinkommen und vergleichen es mit den Einkommen der Bevölkerung aller 28 EU-Mitgliedstaaten.

Wieviel Prozent der EU-Bevölkerung (18 Jahre oder älter) haben Ihrer Meinung nach ein gesamtes Haushaltsnettoeinkommen pro Monat, das niedriger ist als das Ihre?

Die Befragten mussten auf diese beiden Fragen eine Prozentzahl zwischen 1 und 100 angeben. Außerdem hatten sie die Möglichkeit „Weiß ich nicht“ anzukreuzen. Es folgten daraufhin noch zwei weitere Fragen. Zunächst sollten sie angeben, wie sicher sie sich bei ihrer Einschätzung waren:

Q3: Wie sicher waren Sie sich bei Ihrer Antwort auf die letzte Frage (Vergleich des eigenen Einkommens mit der EU-Bevölkerung)?

Auf diese Frage konnte auf einer Skala zwischen 0 und 10 geantwortet werden, wobei 0 bedeutet, dass man sich sehr unsicher bei der Einschätzung war. Mit dem Wert 10 konnte man angeben, dass man sich sehr sicher war. Dazwischen konnte dementsprechend abgestuft werden.

Des Weiteren wurde nach der allgemeinen wirtschaftlichen Lage in Deutschland im Vergleich zum Rest der EU gefragt. So kann ebenfalls überprüft werden, ob die Teilnehmer*innen konsistente Antworten geben und ihr geschätztes Einkommen mit ihren Vorstellung des Unterschieds in der wirtschaftlichen Lage zwischen Deutschland und den anderen EU-Mitgliedsstaaten übereinstimmen.

Q4: Jetzt denken Sie bitte wieder an die allgemeine wirtschaftliche Lage in allen 28 EU-Mitgliedstaaten. Wie steht Deutschland im Vergleich zu den anderen EU-Mitgliedstaaten da? Die wirtschaftliche Lage in Deutschland ist...

Die Antwortmöglichkeiten hier waren „Wesentlich besser“, „Etwas besser“, „Nahe am EU-Durchschnitt“, „Etwas schlechter“, „Wesentlich schlechter“ und „Weiß ich nicht“.

Die Reihenfolge, in der diese vier Fragen gestellt wurden, wurde dabei variiert. So wurden einige der Teilnehmer*innen zuerst nach ihrer nationalen Einkommensposition und

andere zuerst nach ihrer EU-Position gefragt. Dieses *question-order-treatment* soll im nächsten Kapitel noch genauer erläutert werden.

3.2 Fragenreihenfolge

Zuletzt enthält der Datensatz auch einen experimentellen Teil. Die Teilnehmer*innen wurden in zwei randomisierte Befragungsgruppen aufgeteilt. Der ersten Gruppe wurden die vier Fragen zu den Einkommenspositionen in der im vorherigen Kapitel dargestellten Reihenfolge gestellt. Also zuerst über ihre nationale Einkommensposition, danach über ihre EU-weite Einkommensposition und anschließend die Fragen zur Sicherheit ihrer Antworten und zur allgemeinen wirtschaftlichen Lage (Q1, Q2, Q3, Q4). In einer zweiten Gruppe wurde die Reihenfolge jedoch abgeändert: Die Befragten wurden zuerst über ihre EU-Einkommensposition gefragt. Danach wieder über Sicherheit und allgemeine wirtschaftliche Lage und erst als letztes über ihre nationale Einkommensposition (Q2, Q3, Q4, Q1).

Es handelt sich damit um eine randomisierte, kontrollierte Studie, in der an einer Versuchsgruppe eine Intervention durchgeführt wird (hier: andere Fragenreihenfolge), während die Intervention an einer Kontrollgruppe nicht durchgeführt wird. Die identifizierende Annahme für ein solches Experiment ist, dass die Zuordnung der Befragten in die jeweiligen Gruppen zufällig erfolgt. Bei ausreichend großer Stichprobengröße kann so gewährleistet werden, dass sich die beiden Gruppen in ihrer Zusammensetzung nicht signifikant unterscheiden. Bei gelungener Randomisierung liefert das Experiment damit den mittleren kausalen Effekt der Intervention, da die Interventionsmaßnahme der einzige systematische Unterschied zwischen den beiden Gruppen ist (Weimann, 2019). Ob die Randomisierung erfolgreich durchgeführt wurde, soll daher später überprüft werden.

4. Deskriptive Statistiken

In diesem Abschnitt wird ein Überblick über einige deskriptive Statistiken von ausgewählten Teilnehmer*innen der Umfrage gegeben. Tabelle 1 liefert einen ersten Überblick über die geschätzten nationalen- und EU-Einkommenspositionen. In Tabelle 2 sind einige ausgewählte grundsätzliche Merkmale der Bewerber, wie Geschlecht, Alter, usw. zusammengefasst.

	Beobachtungen	Durchschnitt	Standard- abweichung	Min.	Max.
Nationale Einkommensposition	1127	40,12	22,38	0	99
EU-Einkommensposition	1127	46,36	23,09	0	99
Differenz	1127	6,23	16,24	-70	82

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken zu den geschätzten Einkommenspositionen

Von den 2022 Teilnehmer*innen haben nur 1299 eine Schätzung zu ihrer nationalen Einkommensposition in Deutschland abgegeben. Für die Untersuchung sind jedoch nur Teilnehmer*innen relevant, die sowohl ihr nationale, als auch ihre EU-Einkommensposition angegeben haben. Nur so kann die Differenz aus den Einkommenspositionen analysiert werden. Dies war bei nur noch 1127 Befragten der Fall. Im Durchschnitt haben diese geschätzt, dass etwa 40,12% der deutschen Bevölkerung ein geringeres Haushaltseinkommen als sie selbst haben. Der durchschnittliche Abstand von diesem Mittelwert beträgt etwa 22,3 Prozentpunkte. Die minimale Ausprägung ist 0%. Es hat sich jedoch niemand in den reichsten 1% gesehen, da die maximale Ausprägung bei 99% liegt.

Im Mittel haben sich diese Teilnehmer*innen innerhalb der EU um 6,23 Prozentpunkte besser eingeschätzt als national. Im Durchschnitt schätzten sie damit, dass 46,36% der EU-Bevölkerung ein geringeres Haushaltsnettoeinkommen als sie selbst haben. Mit einer Standardabweichung von etwa 23 Prozentpunkten haben die geschätzten Werte zur EU-Position damit etwas mehr gestreut als die zur nationalen Position. Auch hier lagen alle Ausprägungen zwischen 0 und 99%.

	Durchschnitt	Standardabweichung	Min.	Max.
Alter	49,711	16,462	18	87
Geschlecht	0,456	0,498	0	1
Pol. Ideologie	4,75	2,006	1	11
Beobachtungen	1127			

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken

Wie bereits erwähnt betrug die mittlere Differenz etwa 6,23 Prozentpunkte. Die Standardabweichung der Differenz lag bei 16,24 Prozentpunkten. Die größte geschätzte Differenz lag bei 82 Prozentpunkten. Mindestens eine Person hat ihre Position innerhalb der EU damit um 82 Prozentpunkte besser eingeschätzt als ihre nationale Position. In die

andere Richtung gab es jedoch auch eine Ausprägung, bei der die Person ihre EU-Einkommensposition um 70 Prozentpunkte schlechter eingeschätzt hat, als ihre nationale Position.

In Tabelle 2 sind weitere deskriptive Statistiken zusammengefasst. Die Teilnehmer*innen waren im Mittel knapp 50 Jahre alt (49,71). Die Standardabweichung betrug etwa 16,46 Jahre. Die Befragte waren zwischen 18 und 87 Jahren alt. Die genaue Verteilung der Altersgruppen ist in der Tabelle nicht dargestellt. Die Altersgruppe 50-59 war 21,91% am häufigsten vertreten. Alle anderen Gruppen machten ungefähr 15% aus. Der Anteil an Männern und Frauen ist nicht wirklich ausgeglichen. Von allen Teilnehmer*innen, die beide Einkommenspositionen angegeben haben, waren nur etwa 45% Frauen.

Des Weiteren sollten die Teilnehmer*innen eine Einschätzung zu ihrer politischen Einstellung abgeben. Die Abfrage erfolgt auf einer Skala von 0 (links) bis 10 (rechts). Da der Durchschnitt bei etwa 4,75 liegt, haben sich die Teilnehmer im Mittel also etwas links eingeschätzt. Eine genauere Betrachtung der Häufigkeiten verrät, dass sich mit Abstand die meisten Teilnehmer*innen (439; 38,95%) genau in der Mitte des politischen Spektrums eingeschätzt haben. Völlig links (36 Personen; 3,19%) und völlig rechts (20 Personen; 1,77%) haben sich hingegen nur sehr wenige eingeschätzt.

Der Datensatz enthält außerdem Informationen zum Haushaltseinkommen in Kategorien. Der meisten Teilnehmer*innen hatten ein Haushaltseinkommen im Bereich von 1000 bis 3500 Euro. Die kleinste Kategorie (unter 500€) machten nur 2,48% der Befragten aus. Nur 0,89% haben 10.000€ oder mehr. Insgesamt haben jedoch auch 10,56% der Befragten kein Haushaltseinkommen angegeben.

Etwa 21% der Teilnehmer*innen haben keinen Schulabschluss oder einen Hauptschulabschluss. Mit 33,19% haben mehr als ein Drittel der Befragten einen weiterführenden Schulabschluss ohne Abitur. Mit 45,79% machen Teilnehmer*innen mit Abitur oder Studium den größten Anteil aus.

Die hier dargestellten deskriptiven Statistiken haben nur die Befragten umfasst, die beide Einkommenspositionen angegeben haben. Hier lässt sich bereits eine gewisse Problematik bei der Untersuchung feststellen. Die Teilnehmer*innen konnten auch einfach „Weiß nicht“ antworten, anstatt ihre Einkommenspositionen zu schätzen. So haben nur 1405 (ca.

70%) mindestens eine der beiden Positionen geschätzt. Mit 1299 (ca. 64,2%) haben etwas mehr Leute ihre nationale Position geschätzt als ihre EU-Position (1235; ca. 61%). Allerdings haben auch 893 weder ihre geschätzte nationale, noch ihre geschätzte EU-Position angegeben. Damit haben nur etwas mehr als die Hälfte der Befragten (55,8%) beide Schätzungen abgegeben. Sind diese fehlenden Werte nicht komplett zufällig, sondern abhängig von bestimmten Merkmalen, könnten die ausgegeben Effekte verzerrt sein (Stock; Watson, 2012). Die fehlenden Werte werden in Kapitel 5.5 noch genauer untersucht.

5. Ergebnisse

5.1 Einflussgrößen

In diesem Kapitel sollen Einflussfaktoren auf die Wahrnehmung der nationalen und EU-weiten Einkommensposition identifiziert werden. Die vorhergegangenen Studien haben nachgewiesen, dass Individuen systematisch ihre nationale Einkommensposition fehler einschätzen. Inwieweit ihre Schätzungen verzerrt sind, kann an dieser Stelle nicht analysiert werden, da keine Daten zur tatsächlichen Haushaltseinkommensverteilung in Deutschland vorliegen. Dennoch lassen sich Einflussfaktoren auf die Höhe der Schätzung zur nationalen Einkommensposition identifizieren. Diese sollen mit Einflussfaktoren auf die EU-Position verglichen werden. Auch Einflussfaktoren auf die Differenz der Positionen sollen analysiert werden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 zusammengefasst.

In allen drei Modellen sind die Einkommensgruppen aufgenommen. Diese haben logischerweise einen Einfluss auf die Höhe der Schätzung zu den Einkommenspositionen. Ein F-Test ergibt, dass die Einkommensgruppenzugehörigkeit jedoch keinen Einfluss auf die Schätzung zur Größe des Unterschiedes zwischen nationaler und EU-Einkommensposition hat.

Wagener & Engelhardt (2016) fanden keine Korrelation der wahrgenommenen Einkommensposition mit dem Geschlecht. Dies kann sich auch hier für die nationale Einkommensposition bestätigen, da der Effekt statistisch insignifikant ist. Allerdings ändert sich dies für EU-Einkommensposition. Frauen haben ihre EU-Position im Mittel um 2,5 Prozentpunkte niedriger eingeschätzt als Männer. Die Einschätzung zur Höhe der Differenz unterscheidet sich wiederum nicht mehr signifikant zwischen den Geschlechtern.

Nach Bartels (2005) ist die Wahrnehmung von Ungleichheit stark von der persönlichen politischen Ideologie beeinflusst. Hier lässt sich jedoch kein signifikanter Effekt der

politischen Selbsteinschätzung auf die Einkommenspositionen feststellen. Überraschenderweise schätzen Individuen, die sich politisch weiter rechts einordnen, die Differenz zwischen nationaler- und EU-Position sogar etwas geringer ein. Der Effekt unterscheidet sich jedoch nicht statistisch signifikant von 0.

	(1) Nationale Position	(2) EU-Position	(3) Differenz
Weiblich	-1,707 (1,156)	-2.557** (1.251)	-0.850 (0.998)
Politische Ideologie	-0,152 (0.299)	-0.532 (0.325)	-0.379 (0.234)
Alterskohorten (Referenz: 18-29 Jahre)			
30-39 Jahre	5,314** (2,135)	1.023 (2.301)	-4.291** (1.791)
40-49 Jahre	2,716 (2,154)	1.447 (2.418)	-1.270 (1.866)
50-59 Jahre	4,619** (2,113)	2.294 (2.282)	-2.325 (1.731)
60-69 Jahre	2,587 (2,171)	3.517 (2.411)	0.930 (1.862)
70+ Jahre	6,407*** (2,184)	4.125* (2.430)	-2.282 (1.949)
Abschluss (Referenz: Hauptschulabschluss, kein Abschluss)			
weiterführender Schulabschluss ohne Abitur	-0,429 (1,621)	1.373 (1.730)	1.801 (1.515)
Abitur, Studium	0,194 (1,666)	3.143* (1.791)	2.950* (1.535)
Einkommensgruppen	Ja***	Ja***	Ja
Konstante	17,80*** (5,029)	27.71*** (5.347)	9.911*** (3.423)
Beobachtungen	1127	1127	1127
R^2	0,298	0.245	0.030

Tabelle 3: Einflussfaktoren auf die nationale und EU-weite Einkommensposition (Standardfehler in Klammern)

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Als statistisch signifikante Einflussgrößen auf die Einschätzung von Differenz zwischen nationaler und EU-Position lässt sich nur die Zugehörigkeit zur Altersgruppe 30-39 und der Abschluss des Abiturs oder eines Studiums identifizieren. 30- bis 39-jährige

Teilnehmer*innen haben ihre nationale Position im Durchschnitt um 5,3 Prozentpunkte höher eingeschätzt als 18- bis 29-jährige. Die Differenz schätzten sie daher um mehr als 4 Prozentpunkte geringer ein. Teilnehmer*innen mit abgeschlossenem Abitur oder Studium schätzten ihre EU-Position etwa 3,1 Prozentpunkte höher ein als Teilnehmer*innen ohne Schulabschluss oder mit Hauptschulabschluss. Auch die geschätzte Differenz war bei ihnen knapp 3 Prozentpunkte größer. Die beiden Effekte waren statistisch signifikant zum 10%-Niveau.

5.2 Randomisierung

In diesem Abschnitt beginnt die Analyse des experimentellen Teils dieser Arbeit. Die Befragten wurden in zwei Gruppen aufgeteilt, welchen die Frage zu den Einkommenspositionen in unterschiedlicher Reihenfolge gestellt wurden. Wie bereits in Kapitel 3.2 herausgearbeitet, liefert eine Regression nur den mittleren kausalen Effekt des Fragenreihenfolgeeffekts, wenn die Randomisierung zwischen den beiden Gruppen gelungen ist.

Bei gelungener Randomisierung sollte die Zugehörigkeit zu einer der Gruppen keinen Einfluss auf die individuellen Eigenschaften der Teilnehmer*innen haben (Stock; Watson, 2012). Mit anderen Worten, es sollte keine signifikanten Unterschiede in den experimentunabhängigen Merkmalen zwischen den beiden Gruppen geben. Ähnlich wie bei Cruces et al. (2013) sollen in Tabelle 4 daher die Unterschiede in den Merkmalen zwischen den beiden Gruppen aufgelistet werden. Für jede Variable wird dann ein t-Test durchgeführt, um zu überprüfen, ob es signifikante Unterschiede zwischen den beiden Gruppen gibt.

Die Stichprobe wurde auch hier von 2022 auf 1127 verkleinert, da nur die Teilnehmer*innen für die Analyse in Frage kommen, die auch beide Positionen zur Einkommenspositionen angegeben haben. Im letzten Kapitel wurde vermutet, dass dies zu einem Problem mit der Randomisierung führen kann, wenn Teilnehmer*innen mit bestimmten Merkmalen in einer der Gruppen häufiger keine Angabe zu ihren Einkommenspositionen gemacht haben. Diese Vermutung lässt sich auch hier bestätigen.

Bei einem Großteil der Merkmale kann die Nullhypothese, dass es keine signifikanten Unterschiede zwischen den beiden Gruppen gibt, bestätigt werden. So unterscheiden sich beispielsweise das durchschnittliche Geschlecht und die mittlere politische Ideologie

nicht signifikant zwischen den Gruppen. Es gibt jedoch auch Probleme. Zwischen den beiden Gruppen gibt es Unterschiede in der Zusammensetzung der Alterskohorten. So ist der Anteil von 30- bis 39-jährigen in der „EU-zuerst“-Gruppe bei knapp 16%, in der An-

	EU-Position zuerst	Nationale Posi- tion zuerst	Differenz	t-Wert
Weiblich	0,4462	0,4660714	0,0198633	0,6689
Pol. Ideologie	4,7813	5,723214	-0,0580908	-0,4860
18-29 Jahre	0,1463	0,1285714	-0,0178131	-0,8677
30-39 Jahre	0,1587	0,1982143	0,0394841	1,7320*
40-49 Jahre	0,1552	0,15	-0,0052028	-0,2426
50-59 Jahre	0,2310	0,2071429	-0,0238977	-0,9692
60-69 Jahre	0,1534	0,1964286	0,0429894	1,9013*
70+ Jahre	0,1552	0,1196429	-0,03556	-1,7338*
Unter EUR 500	0,0265	0,0232143	-0,0032407	-0,3492
EUR 500-1.000	0,0758	0,05	-0,0258377	-1,7860*
EUR 1.000-1.500	0,1093	0,1196429	0,0102954	0,5424
EUR 1.500-2.000	0,0988	0,1142857	0,0155203	0,8441
EUR 2.000-2.500	0,127	0,1232143	-0,0037698	-0,1911
EUR 2.500-3.000	0,0864	0,1053571	0,0189374	1,0795
EUR 3.000-3.500	0,1041	0,1142857	0,0102293	0,5502
EUR 3.500-4.000	0,0864	0,0553571	-0,0310626	-2,0323**
EUR 4.000-4.500	0,0653	0,0660714	0,0008157	0,0552
EUR 4.500-5.000	0,0459	0,0464286	0,0005732	0,0458
EUR 5.000- 10.000	0,0653	0,0625	-0,0027557	-0,1890
Mehr als EUR 10.000	0,0053	0,0125	0,0125	1,2901
keine Angabe	0,1041	0,1071429	0,0030864	0,1684
Hauptschul- abschluss, kein Schulabschluss	0,2116	0,2089286	-0,0027116	-0,1116
weiterführender Schulabschluss ohne Abitur	0,3404	0,3232143	-0,0171737	-0,6117
Abitur, Studium	0,448	0,4678571	0,0198854	0,6695
Beobachtungen	567	560		

Tabelle 4: Mittelwertvergleich zum Test der Randomisierung * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

deren jedoch bei knapp 20%. Der Unterschied von fast 4 Prozentpunkten ist dabei signifikant zum 10%-Niveau. Auch die 60- bis 69-jährigen sind in der „nationale Position zuerst“-Gruppe übervertreten im Vergleich zur anderen Gruppe. Der Anteil der über 70-jährigen ist hingegen signifikant geringer. Auch beim Anteil bestimmter Einkommenskategorien gibt es Unterschiede. In den Einkommensklassen 500 bis 1000 Euro und 3500 bis 4000 Euro gibt es signifikante Unterschiede zwischen den Gruppen.

Bei der Untersuchung des Fragenreihenfolgeeffektes im folgenden Kapitel sollten diese Merkmale daher als Kontrollvariablen aufgenommen werden, um eine Verzerrung des Effektes vorzubeugen (Stock & Watson, 2012).

5.3 Ergebnisse des Fragenreihenfolgeeffektes

In diesem Kapitel sollen die Ergebnisse der Analyse des Fragenreihenfolgeeffektes auf die geschätzte nationale Einkommensposition und auf den geschätzten Unterschied zwischen den beiden Schätzungen analysiert werden. In Tabelle 5 sind die Ergebnisse zu nationalen und der EU-Position zusammengefasst.

In Modell (1) wurden zunächst einfache Regressionen der Fragenreihenfolge auf die nationale Einkommensposition durchgeführt. Es wurde die These aufgestellt, dass Mitglieder der Gruppe, welche zuerst über die EU-Position befragt wurden, ihre nationale Position schlechter einschätzen, als die Teilnehmer*innen, die nicht zuerst über ihre EU-Position nachdenken mussten. Dieser Effekt kann in Modell (1) empirisch bestätigt werden. Individuen, welche zuerst über ihre EU-Einkommensposition befragt wurden, haben ihre nationale Einkommensposition im Mittel um etwa 2,7 Prozentpunkte niedriger eingeschätzt als Individuen, die ihre nationale Position an erster Stelle geschätzt haben. Dieser Effekt ist zum 10 Prozent-Niveau statistisch signifikant. Allein das Nachdenken über ihre wirtschaftliche Lage in der EU hat also dafür gesorgt, dass sie Deutschland allgemein als wirtschaftlich stärker und sich somit relativ schlechter eingeschätzt haben.

In Modell (2) wurde der Fragenreihenfolgeeffekt auf die geschätzte EU-Einkommensposition geschätzt. Es wurde vermutet, dass Individuen ihre EU-Position besser einschätzten, wenn sie erst über ihre nationale Position nachdenken. Dementsprechend müssten Individuen in der Gruppe, die zuerst über die EU-Position befragt wurden, ihre EU-Position niedriger einschätzen. Tatsächlich haben Mitglieder der Versuchsgruppe (EU zuerst) ihre EU-Position im Mittel um 2 Prozentpunkt niedriger eingeschätzt. Dieser

Effekt ist jedoch nicht signifikant zu den üblichen statistischen Niveaus. Es sei dabei jedoch zu erwähnen, dass ein t-Test auf die Nullhypothese (der Effekt lässt sich nicht signifikant von Null unterscheiden) einen Wert von knapp 1,5 ausgibt. Der Effekt ist zu den üblichen Niveaus damit nur knapp insignifikant.

	(1) Nat. Position	(2) EU- Position	(3) Nat. Position	(4) EU-Position
EU-Position zuerst	-2,719** (1,332)	-2,044 (1,375)	-2,315** (1,132)	-1,555 (1,212)
Weiblich			-1,744 (1,155)	-2,581** (1,250)
Politische Ideologie			-0,145 (0,299)	-0,526 (0,325)
Alterskohorten (Referenz: 18-29)				
30-39 Jahre			5,118** (2,140)	0,891 (2,302)
40-49 Jahre			2,650 (2,152)	1,402 (2,417)
50-59 Jahre			4,608** (2,120)	2,286 (2,285)
60-69 Jahre			2,348 (2,167)	3,357 (2,414)
70+ Jahre			6,479*** (2,189)	4,174* (2,431)
Abschluss (Referenz: Kein Abschluss, Hauptschulabschluss)				
weiterführender Schulabschluss ohne Abitur			-0,414 (1,618)	1,382 (1,730)
Abitur, Studium			0,150 (1,665)	3,114* (1,794)
Einkommensgruppen				
	Nein	Nein	Ja***	Ja***
Konstante	41,49*** (0,948)	47,38*** (1,003)	19,10*** (5,034)	28,58*** (5,354)
Beobachtungen	1127	1127	1127	1127
R ²	0,004	0,002	0,300	0,246

Tabelle 5: Effekt der Fragenreihenfolge die nationale und EU-weite Einkommensposition (Standardfehler in Klammern) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Im vorherigen Kapitel wurde gezeigt, dass der Effekt durch eine unterschiedliche Zusammensetzung der Gruppen verzerrt sein könnte. Um dem vorzubeugen, wurden in Modell (3) und (4) verschiedene Merkmale als Kontrollen aufgenommen. Die Aufnahme der Kontrollvariablen sorgt dafür, dass sich der Effekt des vorherigen Fragens der EU-Position auf die Einschätzung der nationalen Position auf im Mittel etwa -2,3 Prozentpunkte verkleinert. Der Effekt bleibt jedoch statistisch signifikant zum 10 Prozent-Niveau. Auch der Fragenreihenfolgeeffekt auf die EU-Position verkleinert sich durch die Aufnahme

der Kontrollvariablen. Der Effekt verkleinert sich auf etwa -1,56 Prozentpunkte und bleibt dabei statistisch insignifikant.

	(1) Differenz	(2) Differenz	(3) Differenz
EU-Position zuerst	0,675 (0,968)	0,760 (0,971)	-5,167* (2,920)
Weiblich		-0,838 (0,996)	-0,794 (0,998)
Politische Ideologie		-0,382 (0,234)	-0,922** (0,330)
Alterskohorten (Referenz: 18-29 Jahre)			
30-39 Jahre		-4,227** (1,787)	-4105** (1,791)
40-49 Jahre		-1,248 (1,866)	-1,323 (1,861)
50-59 Jahre		-2,321 (1,732)	-2,297 (1,730)
60-69 Jahre		1,009 (1,859)	1,044 (1,863)
70+ Jahre		-2,306 (1,955)	-2,127 (1,956)
Abschluss (Referenz: Kein Abschluss, Hauptschulab- schluss)			
weiterführender Schulabschluss ohne Abitur Abitur, Studium		1,797 (1,515) 2,964* (1,534)	1,866 (1,509) 3,099** (1,528)
EU-zuerst*Ideologie			1,032** (0,471)
Einkommensgruppen	Nein	Ja	Ja
Konstante	5,893*** (0,686)	9,485** (3,467)	11,97*** (3,612)
Beobachtungen	1127	1127	1127
R ²	0,000	0,031	0,035

Tabelle 6: Effekt der Fragenreihenfolge auf die Differenz von nationaler und EU-weiter Einkommensposition (Standardfehler in Klammern) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

In Tabelle 6 finden sich die Ergebnisse der Regression des Fragenreihenfolgeeffekts auf den geschätzten Unterschied zwischen nationaler und EU-Position. Es wurde vermutet, dass Personen in der ersten Gruppe (nationale Position zuerst) ihre EU-Position höher einschätzten, da sie ihre nationale Position noch im Hinterkopf hatten. Auf Grund dieser

höheren Einschätzung bei der EU-Position vergrößert sich damit der gesamte Unterschied zwischen den Positionen. In der zweiten Gruppe (EU zuerst) wird erwartet, dass die Teilnehmer*innen ihre nationale Position niedriger einschätzen und der geschätzte Unterschied so auch größer wird. Beide *priming*-Effekte, einmal das vorherige Nennen der nationalen Position und einmal das vorherige Nennen der EU-Position, sollten also für eine größere Differenz sorgen. Die Regression des Fragenreihenfolgeeffekts auf den Unterschied der geschätzten Position vergleicht damit nur den Frageneffekt in beiden Gruppen. Ein signifikantes Ergebnis würde bedeuten, dass das *Priming* durch die EU-Position oder das *Priming* durch die nationale Position stärker war.

In Modell (1) finden sich die Ergebnisse einer einfachen Regression der Gruppenzugehörigkeit auf die unterschiedliche Wahrnehmung zwischen EU- und nationaler Position. Teilnehmer*innen, die der 2. Gruppe angehörten (EU-Position zuerst) haben den Unterschied zwischen ihrer nationalen und ihrer EU-Position im Mittel 0,675 Prozentpunkte größer eingeschätzt als Teilnehmer*innen, die zuerst ihre nationale Position schätzen sollten. Der Effekt ist zu den üblichen statistischen Niveaus jedoch nicht signifikant. Es lässt sich in diesem Modell also kein signifikanter Unterschied in der Effektgröße zwischen den beiden Frageneffekten feststellen.

In Modell (2) wurden zusätzlich Kontrollvariablen für Geschlecht, Alter, politischer Selbsteinschätzung und letztem erworbenen Abschluss aufgenommen. Dies ändert die Größe des Effektes aber kaum. Außerdem bleibt er statistisch insignifikant.

In Modell (3) wurde außerdem ein Interaktionsterm aus der Fragenreihenfolge und der politischen Selbsteinschätzung getestet. Es soll so überprüft werden, ob Menschen mit einer eher rechten politischen Meinung und somit wahrscheinlich mit EU-kritischerer Haltung den Fragenreihenfolgeeffekt anders wahrnehmen. Durch die Aufnahme des Interaktionseffektes verändert sich die Größe des Fragenreihenfolgeeffekts deutlich. Zuerst über die EU befragte Teilnehmer*innen schätzten die Differenz zwischen nationaler und EU-Position im Mittel um etwa 5,1 Prozentpunkten geringer ein, als Mitglieder der anderen Gruppe. Der Effekt ist nun auch signifikant zum 10%-Niveau. Wie schon in Kapitel 5.1 schätzten außerdem auch politisch eher rechte Teilnehmer*innen entgegen der Erwartung den Unterschied geringer ein. Mit jedem Wert, mit dem sich die Teilnehmer*innen auf einer Skala von 0 (links) bis 10 (rechts) höher eingeschätzt haben, wurde

der Unterschied zwischen nationaler und EU-Position um etwa 0,92 Prozentpunkte geringer eingeschätzt. Auch der Interaktionseffekt ist statistisch signifikant. Mitglieder der zweiten Gruppe (EU zuerst) haben für jeden Wert, den sie sich auf der Skala von 0 bis 10 weiter rechts eingeschätzt haben, die Verkleinerung des Unterschieds zwischen den Einkommenspositionen um etwa 1,03 Prozentpunkte geringer eingeschätzt als Mitglieder der 2. Gruppe (national zuerst). Dieser Effekt ist statistisch signifikant zum 5% -Niveau.

Politisch eher rechte Individuen in der „EU-zuerst“-Gruppe schätzten den Unterschied damit noch immer geringer ein, allerdings nicht so stark wie politisch eher linke Individuen. Bei einigen politisch eher rechten Individuen scheint das vorherige Nachdenken über die EU-Position also dafür zu sorgen, dass sie die EU-Einkommensposition höher ansehen.

5.4 Konsistenz

Es ist keine Studie bekannt, die die Einkommensposition nicht nur national, sondern auch EU-weit analysiert. Eines der Ziele dieses Pre-Tests war daher die Überprüfung der Durchführbarkeit der Frage nach der eigenen Einkommensposition in der EU. (Beblo et al., 2021) In diesem Abschnitt soll daher analysiert werden, ob die Teilnehmer*innen konsistente Antworten zu ihren Einkommenspositionen abgeben und ob bestimmte Gruppen im Mittel öfter konsistent antworten.

Um dies zu untersuchen, wird die Frage zum allgemeinen wirtschaftlichen Vergleich zwischen Deutschland und der restlichen EU-Staaten betrachtet. Die Teilnehmer*innen sollten angeben, ob sie die wirtschaftliche Lage in Deutschland im Vergleich zur gesamten EU „wesentlich besser“, „etwas besser“, ungefähr gleich, „etwas schlechter“ oder „wesentlich schlechter“ einschätzen. Wenn die Individuen konsistent handeln, müssten ihre Angaben zum allgemeinen wirtschaftlichen Vergleich mit ihren geschätzten Einkommenspositionen übereinstimmen. In Tabelle 7 wird aufgelistet, wie häufig die Versuchspersonen Deutschland wirtschaftlich schlechter, gleich oder besser als den EU-Durchschnitt eingeschätzt haben. Die Häufigkeiten in der linken Spalte basieren auf den geschätzten Einkommenspositionen und die in der rechten Spalte auf der allgemeinen Frage zum wirtschaftlichen Vergleich.

	Verteilung nach geschätzten Einkommenspositionen		Verteilung nach Frage zum allgemeinen wirtschaftlichen Unterschied	
EU-Position höher	612	55,23%	791	71,39%
Gleich hoch	278	25,09%	189	16,70%
EU-Position niedriger	218	19,68%	132	11,91%
Gesamt	1.108		1.108	

Tabelle 7: Vergleich zur wirtschaftlichen Lage

Von allen Teilnehmer*innen haben 1.108 Angaben zu ihren Einkommenspositionen und die Frage zum wirtschaftlichem Vergleich beantwortet. Mit 791 Personen sahen damit etwa 71,39% Deutschland wirtschaftlich stärker als den EU-Durchschnitt. Wenn diese Individuen konsistent handeln würden, müssten sie ihre Einkommensposition innerhalb der EU höher ansehen als die nationale Position. Allerdings schätzen gerade mal 612 Personen (55,23%) ihre EU-Position höher ein. Es scheint also einen großen Teil an Teilnehmer*innen zu geben, der Deutschland wirtschaftlich zwar stärker als den EU-Durchschnitt einschätzt, aber diese Einschätzung nicht in den Einkommenspositionen wiedergibt. Nach den Einkommenspositionen haben knapp 20% der Befragten die wirtschaftliche Lage in Deutschland schlechter eingeschätzt als den EU-Durchschnitt. Werden sie direkt nach einem Vergleich gefragt, sind es nur knapp 12% der Befragten. Auch hier handeln also viele Individuen nicht konsistent. Es liegt die Vermutung nahe, dass ein Großteil der Teilnehmer*innen die Fragen zu den Einkommenspositionen nicht richtig verstanden hat.

Die Konsistenz der Antworten soll mit Hilfe einer Regression genauer analysiert werden. Dazu wurde eine Dummyvariable erstellt, die Auskunft über die Konsistenz der Antworten eines Individuums geben soll. Der Dummy hat einen Wert von 1, wenn ein Individuum konsistent gehandelt hat. Dazu zählen Teilnehmer*innen, die Deutschland im Rahmen der Frage zum wirtschaftlichen Vergleich als wirtschaftlich stärker als den EU-Durchschnitt angesehen haben und ihre EU-Einkommensposition auch höher als ihre nationale Einkommensposition schätzen und Teilnehmer*innen, die Deutschland als wirtschaftlich schwächer ansehen und auch ihre nationale Position höher als ihre EU-Position einschätzen. Die Befragten hatten auch die Möglichkeit anzugeben, dass Deutschlands wirtschaftliche Lage „nahe am EU-Durchschnitt“ ist. Auf Grund dieser Formulierung wird dort eine gewisse Kulanz eingebaut. Wenn Teilnehmer*innen dies angegeben haben, zeigt der Dummy auch 1 an, wenn die Differenz aus EU- und nationaler Position kleiner

	(1) Konsistenz LWM	(2) Konsistenz LWM	(3) Konsistenz LWM	(4) Konsistenz Probit (mittlere marginale Effekte)	(5) Konsistenz Probit (mittlere marginale Effekte)	(6) Konsistenz Probit (mittlere marginale Effekte)
EU-Position zuerst	-0,121*** (0,029)	-0,120*** (0,029)	-0,182*** (0,039)	-0,121*** (0,029)	-0,118*** (0,029)	-0,120*** (0,029)
Weiblich		-0,020 (0,030)	-0,0882* (0,041)		-0,021 (0,03)	-0,019 (0,030)
Politische Ideologie		0,003 (0,007)	0,004 (0,007)		0,0035 (0,007)	0,0038 (0,0074)
Abschuss (Referenz: kein Abschluss, Hauptschulab- schluss)						
weiterführender Schulabschluss ohne Abitur		0,005 (0,042)	0,004 (0,042)		0,006 (0,042)	0,0044 (0,042)
Abitur, Studium		0,079* (0,043)	0,077* (0,043)		0,078* (0,042)	0,0763 (0,111)
EU zuerst*Weiblich			0,138** (0,059)			0,138*** (0,113)
Altersgruppen	Nein	Ja	Ja	Nein	Ja	Ja
Einkommensgruppen	Nein	Ja	Ja	Nein	Ja	Ja
Konstante	0,622*** (0,109)	0,622*** (0,109)	0,660*** (0,111)			
Beobachtungen	1108	1108	1108	1108	1108	1108
R ²	0,035	0,035	0,040			

Tabelle 8: Wahrscheinlichkeit konsistente Antworten zu geben (Standardfehler in Klammern)

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

als 10 Prozentpunkte beträgt. Machen die Teilnehmer*innen jedoch widersprüchliche Angaben, zeigt der Dummy 0 an. Der Dummy hat einen Mittelwert von 0,59. Es haben insgesamt also nicht einmal 60% der Teilnehmer*innen konsistente Antworten gegeben. In Tabelle 8 wird analysiert, ob die Fragenreihenfolge eine Auswirkung auf die Konsistenz der Antworten hat.

In Modell (1) wurde im Rahmen eines linearen Wahrscheinlichkeitsmodell die Fragenreihenfolge auf den Konsistenzdummy geschätzt. In der ersten Gruppe, die zuerst über ihre nationale Position befragt wurde, haben die Teilnehmer*innen im Mittel in etwa 62% der Fälle konsistente Angaben gemacht. Teilnehmer*innen, die zuerst ihre EU-Position geschätzt haben, haben deutlich häufiger widersprüchliche Angaben gemacht. Sie haben im Mittel um 12,1 Prozentpunkte öfter inkonsistente Schätzungen abgegeben. Der Effekt ist statistisch signifikant zum 1%-Niveau. In Modell (2) ändert sich der Koeffizient durch die Aufnahme weiterer Variablen kaum. Auffällig ist außerdem, dass Teilnehmer*innen mit einem Abitur oder abgeschlossenem Studium im Mittel um 8 Prozentpunkte häufiger konsistente Angaben gemacht haben, als Teilnehmer*innen ohne Schulabschluss oder mit Hauptschulabschluss. Dies unterstreicht die These, dass inkonsistentes Antworten wahrscheinlich darauf zurückzuführen sind, dass die Befragten die Fragen nicht richtig verstanden haben. Individuen mit höherem Bildungsstand scheinen daher weniger Probleme mit dem Fragenverständnis zu haben.

In Modell (3) wurde zusätzlich ein Interaktionsterm aus der Fragenreihenfolge und dem Geschlecht aufgenommen. Der Koeffizient der Fragenreihenfolge verändert sich damit auf etwa -18 Prozentpunkte. Frauen geben in dem Modell häufiger inkonsistente Angaben als Männer. Allerdings scheinen Frauen in der „EU-zuerst“-Gruppe weniger stark von dem Fragenreihenfolgeeffekt betroffen zu sein. Bei Frauen in der „EU-zuerst“ Gruppe verschlechtert sich die Konsistenz im Vergleich zu „national-zuerst“-Gruppe um etwa 13,8 Prozentpunkte weniger als bei Männern. Auch dieser Effekt ist statistisch signifikant zum 5%-Niveau. Während sich die Konsistenz bei Männern um etwa 18 Prozentpunkte verschlechtert, wenn sie zuerst über die EU gefragt werden, verschlechtert sie sich bei Frauen nur um etwa 4,4 Prozentpunkte.

Zur Identifikation des Effekts der Fragenreihenfolge wurde bisher ein lineares Wahrscheinlichkeitsmodell genutzt. Eine Schwäche von diesem ist, dass die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten unter 0 und über 1 liegen können. Es muss daher davon ausgegangen werden, dass das Modell fehlspezifiziert ist (Stock & Watson, 2012). Dennoch liefert ein solches Modell auch für Wahrscheinlichkeiten häufig gute Schätzungen (Woolridge, 2002). Im Sinne einer Robustheitsprüfung wird in den Modellen (4), (5) und (6) daher ein Probitmodell genutzt. In der Tabelle sind die mittleren marginalen Effekte der Probitregression dargestellt. Die Ergebnisse der Probitregression sind nahezu identisch mit denen

der linearen Regression. Auch hier handeln die Mitglieder der „EU-zuerst“-Gruppe um durchschnittlich 12 Prozentpunkte inkonsistenter. Auch der Interaktionseffekt ist nahezu gleich groß. Im Probitmodell ist er sogar nur zum 1%-Niveau statistisch signifikant.

Zusammengefasst haben die Teilnehmer*innen große Schwierigkeiten beim Verständnis der Fragen zu ihren Einkommenspositionen. Nur etwa 60% haben konsistente Angaben gemacht. Die Konsistenz ist noch schlechter bei Teilnehmer*innen, die zuerst über ihre EU-Einkommensposition gefragt wurden. Die Befragten scheinen die Fragen zu den Einkommenspositionen dann noch öfter misszuverstehen. Bei Frauen ist der Unterschied in der Konsistenz zwischen den beiden Gruppen dabei nicht so stark wie bei Männern.

5.5 Fehlende Antworten

Ein Problem mit den Daten ist, dass ein Großteil der Befragten bestimmte Fragen nicht beantwortet hat. In diesem Kapitel soll untersucht werden, ob bestimmte Einflussfaktoren mit höherer Wahrscheinlichkeit hervorrufen, dass Teilnehmer Angaben über ihre Einkommenspositionen machen. Speziell soll auch hier wieder die Fragenreihenfolge analysiert werden. Dies ist besonders interessant für spätere Studien, die die nationale und die EU-Einkommensposition abfragen wollen. Es soll untersucht werden, ob die Teilnehmer bei einer bestimmten Reihenfolge öfter Antworten geben.

Insgesamt haben etwa 55,8% der Befragten eine Einschätzung zu beiden Einkommenspositionen abgegeben. Bei der nationalen Position waren es etwa 62,2% der Befragten und bei der EU-Position waren es mit 61,1% etwas weniger. Es soll analysiert werden, ob die Gruppenzugehörigkeit einen Einfluss auf die Antwortwahrscheinlichkeit hat. In Tabelle 9 wird daher im Rahmen eines Probit-Modells die Fragenreihenfolge auf Antwortwahrscheinlichkeit zur nationalen oder EU-Position regressiert. Die Tabelle gibt die mittleren marginalen Effekte aus.

In Modell (1) ist das Ergebnis einer einfachen Probitregression der Fragenreihenfolge auf die Wahrscheinlichkeit eine Schätzung zur nationalen Position abzugeben, dargestellt. Teilnehmer*innen, die zuerst ihre EU-Position schätzen sollten, haben im Mittel mit einer etwa 4 Prozentpunkten höheren Wahrscheinlichkeit keine Angaben zu ihrer nationalen Einkommensposition gemacht. Bei der EU-Position (Modell 2) verhält es sich genau andersherum: Teilnehmer*innen der „EU-zuerst“-Gruppe haben im Mittel mit einer

erhöhten Wahrscheinlichkeit von etwa 6,5 Prozentpunkten Angaben zu ihrer EU-Position gemacht. Die beiden Effekte sind auch statistisch signifikant zu den üblichen Niveaus.

	(1) Nat. angeg.	(2) EU angeg.	(3) Nat. angeg.	(4) EU angeg.	(5) Beides angeg.	(6) Beides angeg.
EU zuerst	-0,0402* (0,0213)	0,0647*** (0,0215)	-0,0372* (0,0202)	0,0666*** (0,0204)	0,0108 (0,0221)	0,0128 (0,0209)
Weiblich			-0,0373* (0,0207)	-0,0775*** (0,0207)		-0,0708*** (0,0212)
Pol. Ideologie			0,00453 (0,00537)	0,00153 (0,00542)		0,00311 (0,00552)
Abschluss (Referenz: kein Abschluss, Hauptschulabschluss						
weiterführender Schulabschluss ohne Abitur			0,0713*** (0,0275)	0,0850*** (0,0277)		0,0856*** (0,0281)
Abitur, Studium			0,125*** (0,0279)	0,126*** (0,0284)		0,141*** (0,0289)
Einkommensgruppen	Nein	Nein	Ja***	Ja***	Nein	Ja***
Altersgruppen	Nein	Nein	Ja*	Ja	Nein	Ja
Beobachtungen	2015	2015	2015	2015	2015	2015

Tabelle 9: Wahrscheinlichkeit, keine Schätzung abzugeben (Standardfehler in Klammern)

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Die Aufnahme weiterer Variablen in Modell (3) und (4) ändert die gemessenen Fragenreihenfolgeeffekte nicht besonders. Auffällig ist außerdem, dass Frauen im Mittel signifikant seltener Antworten zu ihren Einkommenspositionen abgegeben haben als Männer. Außerdem ist die Antwortwahrscheinlichkeit bei Individuen mit höherem Bildungsstand deutlich höher.

In Modell (5) und (6) wurde die Wahrscheinlichkeit, keine er beiden Fragen zu den Einkommenspositionen zu beantworten, untersucht. Hier lässt sich kein signifikanter Unterschied zwischen den beiden Gruppen feststellen. Auch die Aufnahme weitere Variablen ändert daran nichts.

Zusammengefasst hat die Fragenreihenfolge eine Auswirkung auf die Wahrscheinlichkeit, keine Antwort abzugeben. Teilnehmer*innen, die zuerst über ihre EU-Position befragt wurden, haben auch häufiger ihre EU-Position angegeben. Personen, die zuerst über ihre nationale Position befragt wurden, gaben eben diese mit höherer Wahrscheinlichkeit auch an. Damit geben die Teilnehmer*innen häufiger Antworten zu der Frage, die ihnen zuerst gestellt wurde. Die zweite Frage haben sie dann häufiger ausgelassen. Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass Befragte am Ende von Umfragen oft ihr Antwortverhalten ändern. Gründe dafür können auch Langeweile oder Müdigkeit sein (Shaughnessy et al., 2016).

5.6 Sicherheit

Um die Durchführbarkeit der Frage nach der eigenen Einkommensposition innerhalb der EU weiter zu überprüfen, soll zuletzt auch analysiert werden, wie sicher sich die Teilnehmer*innen bei der Einschätzung waren. Engelhardt & Wagener (2016) kamen zu dem Ergebnis, dass Teilnehmer*innen ihrer Studie nicht nur wenig über ihre eigene (nationale) Einkommensposition wussten, sondern sich diesem Umstand auch bewusst waren. In diesem Abschnitt soll daher die Sicherheit der Teilnehmer*innen in der Frage zur EU-Position untersucht werden. Der Fokus liegt auch hier wieder auf dem Einfluss der Fragenreihenfolge.

Die Teilnehmer*innen sollten auf einer Skala von 0 (sehr unsicher) bis 10 (sehr sicher) angeben, wie sicher sie sich bei der Einschätzung zur EU-Einkommensposition waren. Der Durchschnittswert aller Befragten, die auch wirklich Angaben zu ihren Einkommenspositionen gemacht haben, lag bei etwa 4,76. Im Mittel waren sich die Befragten damit leicht unsicher bei der Einschätzung.

	(1) Sicherheit	(2) Sicherheit
EU zuerst	0,251* (0,150)	0,262* (0,145)
Weiblich		-0,608*** (0,150)
Politische Ideologie		0,0227 (0,0396)
Alterskohorten (Referenz: 18-29 Jahre)		
30-39 Jahre		0,321 (0,259)

40-49 Jahre		0,386 (0,281)
50-59 Jahre		0,684*** (0,251)
60-69 Jahre		1,015*** (0,260)
70+ Jahre		0,616** (0,282)
Haushaltseinkommen (Ref.: unter EUR 500)		
EUR 500 bis unter EUR 1.000		-0,949 (0,603)
EUR 1.000 bis unter EUR 1.500		-0,639 (0,566)
EUR 1.500 bis unter EUR 2.000		-0,401 (0,577)
EUR 2.000 bis unter EUR 2.500		-0,883 (0,554)
EUR 2.500 bis unter EUR 3.000		-0,760 (0,570)
EUR 3.000 bis unter EUR 3.500		-1,127** (0,567)
EUR 3.500 bis unter EUR 4.000		0,0782 (0,585)
EUR 4.000 bis unter EUR 4.500		-0,203 (0,593)
EUR 4.500 bis unter EUR 5.000		-0,570 (0,609)
EUR 5.000 bis unter EUR 10.000		0,330 (0,599)
EUR 10.000 und mehr		2,412*** (0,682)
keine Angabe		-0,850 (0,560)
Abschluss (Referenz: Kein Schulabschluss oder Hauptschulabschluss)		
weiterführender Schulabschluss ohne Abitur		0,0472
Abitur, Studium		-0,0506 (0,214)
Konstante	4,630*** (0,108)	4,808*** (0,615)
Beobachtungen	1111	1111
R ²	0.003	0.073

Tabelle 10: Sicherheit bei der Frage zur EU-Einkommensposition (Standardfehler in Klammern)

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

In Tabelle 10 wurde die Fragenreihenfolge auf die selbstangegebene Sicherheit regressiert. Beim einfachen Modell (1) wurde ein zum 10%-Niveau statistisch signifikanter Effekt gefunden. Mitglieder der ersten Gruppe, die zuerst ihre nationale Position angegeben haben, schätzten sich auf der Sicherheitsskala im Durchschnitt bei 4,63 ein. Wenn

die Teilnehmer*innen als erstes über ihre EU-Position befragt wurden, schätzten sie sich darauf im Mittel um etwa einen viertel Punkt höher ein.

Durch die Aufnahme weiterer Variablen in Modell (2) ändert sich der Koeffizient der Fragenreihenfolge leicht auf etwa 0,26. Der Effekt bleibt außerdem signifikant. Frauen gaben im Mittel 0,6 weniger Punkte auf der Sicherheitsskala an. Ältere Teilnehmer waren sich dagegen sicherer bei ihrer Schätzung. Die Gruppe der 60- bis 69-jährigen schätzte sich im Durchschnitt sogar über mehr als einen Punkt sicherer ein als die 18- bis 29-jährigen. Auch Spitzenverdiener von einem Haushaltseinkommen von über 10.000 Euro im Monat waren sich deutlich sicherer. Sie schätzen sich im Mittel sogar fast 2,5 Punkte höher ein als Teilnehmer*innen mit einem Haushaltseinkommen von unter 500 Euro.

6. Fazit

In dieser Arbeit wurde die Einschätzung der nationalen und EU-weiten Einkommensposition von 1.127 Befragten untersucht. Im Durchschnitt schätzt die Teilnehmer*innen ihre EU-Einkommensposition etwas höher ein als ihre nationale Einkommensposition. Trotz Kontrolle der Einkommenskategorien schätzten Frauen ihre EU-Position niedriger ein als Männer. Individuen mit höherem Bildungsabschluss schätzten sich im Mittel EU-weit besser ein. Diese haben auch die Differenz zwischen nationaler- und EU-Position größer eingeschätzt. Auch über 70-jährige Teilnehmer*innen schätzten ihre EU-Einkommensposition höher ein, allerdings nicht so stark wie ihre nationale Position.

Außerdem hat diese Arbeit gezeigt, was für große Auswirkungen die Fragenreihenfolge auf das Antwortmuster der Teilnehmer*innen hatte. Allein das vorherige Fragen zur EU-Position hat dafür gesorgt, dass die Befragten ihre nationale Position niedriger und Deutschland damit wirtschaftlich schwächer eingeschätzt haben. Wenn Teilnehmer*innen zuerst zu ihrer nationalen Position befragt wurden, hatte das auch für eine etwas höhere Einschätzung der EU-Position gesorgt. Dieser Effekt ist jedoch nicht statistisch signifikant.

Die Fragenreihenfolge hatte dabei nicht nur Einfluss auf die Einschätzung der Einkommenspositionen. Teilnehmer*innen, die zuerst über ihre nationale Position und anschließend über ihre EU-Einkommensposition gefragt wurden, haben außerdem häufiger konsistente Antworten gegeben. Diese Reihenfolge scheint dafür zu sorgen, dass die Teilnehmer*innen die Fragen besser verstehen.

Des Weiteren haben die Befragten die Einkommensposition, nach der sie zuerst gefragt wurden, häufiger angegeben. Die zweite Frage haben sie dann mit höherer Wahrscheinlichkeit ausgelassen. Zuletzt haben sich Teilnehmer*innen, die zuerst ihre EU-Position geschätzt haben, auch sicherer bei ihrer Schätzung zur EU-Einkommensposition gefühlt.

Während in diese Arbeit Einflussfaktoren auf die Wahrnehmung der eigenen Einkommensposition (national und auf EU-Ebene) identifiziert wurden, konnte keine Aussage über die Richtigkeit dieser Wahrnehmung getroffen werden. Dafür benötigt es Daten zur tatsächlichen Einkommensverteilung in Deutschland und der EU. Wenn diese zur Verfügung stehen, könnte damit überprüft werden, ob auch die Wahrnehmung der EU-Einkommensposition verzerrt ist. In einem nächsten Schritt sollte dann überprüft werden, ob Individuen auf Basis dieser möglichen Fehleinschätzungen auch ihre Meinung zum Thema Umverteilung bilden.

Literaturverzeichnis

- Alesina, A., Miano, A. & Stantcheva, S.** (2018). Immigration and Redistribution. NBER Working Paper 24733 (Revise and Resubmit at The Review of Economic Studies).
- Bartels, L. M.**, 2005. Homer gets a tax cut: Inequality and public policy in the American mind. *Perspectives on Politics* 3, 15–31.
- Beblo, M., Bublitz, E., Jäger, J., Lohmann, Henning & Wang, Hequn** (2021). SOEC-BIAS data set: Socioeconomic data on income (mis-)perceptions and redistributive preferences in four EU Member States. Working Paper (March 2021). Online verfügbar unter <https://www.wiso.uni-hamburg.de/fachbereich-sozoek/professuren/beblo/04-forschung/05-drittmittelprojekte/soecbias/pdf-dateien/soecbias-data-march-2021.pdf>, zuletzt geprüft am 15.08.2021.
- Bublitz, E.** (2020). Misperceptions of income distributions: cross-country evidence from a randomized survey experiment. *Socio-Economic Review*.
- Congleton, R.** (2004). The Median Voter Model. In: Rowley, R.K., Schneider, F. (Hrsg.): *The Encyclopedia of Public Choice*. Kluwer Academic Publishers. Boston. S. 382-387.
- Cruces, G., Perez-Truglia, R., & Tetaz, M.** (2013). Biased perceptions of income distribution and preferences for redistribution: Evidence from a survey experiment. *Journal of Public Economics*, 98, 100–112.
- Engelhardt, C., & Wagener, A.** (2018). What do Germans think and know about income inequality? A survey experiment. *Socio-Economic Review*, 16(4), S. 743–767.
- Fredriksen, K.** (2012). Income Inequality in the European Union. OECD Economics Department Working Papers, 2012, No. 952, OECD Publishing.
- Karadja, M., Mollerstrom, J., & Seim, D.** (2017). Richer (and Holier) Than Thou? The Effect of Relative Income Improvements on Demand for Redistribution. *The Review of Economics and Statistics*, 99(2), 201–212.
- Kuziemko, I., Norton M., Saez, E. & Stantcheva, S.** How elastic are preferences for redistribution? Evidence from randomized survey experiments. *American Eco-*

conomic Review, 2015, 105 (4), 1478–1508.

Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A Rational Theory of the Size of Government. *The Journal of Political Economy*, 89(5), 914–927.

Milanovic, B. (2000). The median-voter hypothesis, income inequality, and income redistribution: an empirical test with the required data. *European Journal of Political Economy*, 16(3), 367–410.

Moene, K. O., & Wallerstein, M. (2003). Earnings Inequality and Welfare Spending: A Disaggregated Analysis. *World Politics*, 4 (55).

Norton, M. & Ariely, D. (2011). Building a Better America—One Wealth Quintile at a Time. *Perspectives on Psychological Science*, 6 (1), 9-12.

Roth, C. & Wohlfart, J. (2018). Experienced inequality and preferences for redistribution. *Journal of Public Economics*, 167, 251–262.

Schuman, H., Presser, S., Ludwig, J. (1981) Context Effects on Survey Responses to Questions About Abortion. *Public Opinion Quarterly*, Volume 45, Issue 2, 216–223

Schwarz, N. & Strack, F. (1991) Context Effects in Attitude Surveys: Applying Cognitive Theory to Social Research, *European Review of Social Psychology*, 2:1, 31-50.

Strack F. (1992). “Order Effects” in Survey Research: Activation and Information Functions of Preceding Questions. In: Schwarz N., Sudman S. (Hrsg.). *Context Effects in Social and Psychological Research*. Springer, New York, NY.

Shaughnessy, J. J., Zechmeister, E. B., & Zechmeister, J. S. (2006). *Research methods in psychology*. New York. McGraw-Hill.

Simon, H. (1972). Theories of Bounded Rationality. In: McGuire, C.B. & Radner, R. (Hrsg.). *Decision and Organization*. North-Holland Publishing Company. Amsterdam. 161-176.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2011). *Introduction to Econometrics - Third Edition*. Boston. Pearson.

Weimann, J., Brosig-Koch, J. (2019). *Einführung in die experimentelle Wirtschaftsforschung*. Berlin. Springer-Verlag.

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.* Cambridge, Massachusetts. The MIT Press.

Eidesstattliche Erklärung

Ich versichere, dass ich diese Bachelorarbeit selbstständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt habe. Ich versichere, alle Stellen der Arbeit, die wortwörtlich oder sinngemäß aus anderen Quellen übernommen wurden, als solche kenntlich gemacht und die Arbeit in gleicher oder ähnlicher Form noch keiner Prüfungsbehörde vorgelegt zu haben.

Lüneburg, 13.09.21

Bent Mathis Rick