

Mokre, Patrick

Article

Ausnahmezustand Geringverdienst? Ursachen der Beschäftigungsverhältnisse unter der Steuergrenze

Wirtschaft und Gesellschaft (WuG)

Provided in Cooperation with:

Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien

Suggested Citation: Mokre, Patrick (2019) : Ausnahmezustand Geringverdienst? Ursachen der Beschäftigungsverhältnisse unter der Steuergrenze, Wirtschaft und Gesellschaft (WuG), ISSN 0378-5130, Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien, Wien, Vol. 45, Iss. 2, pp. 203-227

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/333034>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Ausnahmezustand Geringverdienst? Ursachen der Beschäftigungsverhältnisse unter der Steuergrenze

Patrick Mokre

1. Einleitung

Die Problemstellung Geringverdienst wird in der ökonomischen und soziologischen Literatur vorwiegend unter zwei Gesichtspunkten verhandelt: erstens die individuelle Komponente der Lebensrealität von Betroffenen und zweitens die gesellschaftliche Komponente im Kontext beträchtlicher Lohnungleichheit.

Unter GeringverdienerInnen verstehe ich Personen, die vorwiegend unselbstständig lohnabhängig sind, aber ein Einkommen unter der Steuergrenze beziehen. Ich folge in der Definition also dem Verständnis der österreichischen Steuergesetzgebung, unter welchem Schwellwert es keinen Sinn macht, ArbeitnehmerInnen steuerlich zu belasten.

Davon ist eine beträchtliche Anzahl Menschen in Österreich betroffen: Hochgerechnet aus der Lohnsteuerstatistik der Statistik Austria haben mehr als eine Million Menschen ein Bruttojahreseinkommen von unter € 14.700,¹ das ist etwa ein Viertel der erfassten unselbstständig Beschäftigten. Reduziert auf die Personen im Mikrozensus, die angeben, vorwiegend erwerbstätig zu sein, bleiben über 400.000 GeringverdienerInnen, 12% der vorwiegend unselbstständig Erwerbstätigen.²

AutorInnen aus mehreren Disziplinen haben umfassend zu den Faktoren gearbeitet, die Personen anfällig für Geringverdienst machen. Methoden und Schwerpunkte sind hier ebenso unterschiedlich wie die Definitionen, die für Geringverdienst, Niedriglohn oder „*working poor*“ herangezogen werden. Es finden sich jedoch Pole in den Argumentationen und Ergebnissen, die ich vorsichtig als wissenschaftlichen Konsens bezeichne.

Studien in mehreren Ländern und über verschiedene Zeiträume weisen auf eine höhere Anfälligkeit von Frauen, Menschen mit niedrigen formalen Bildungsabschlüssen, jüngeren ArbeitnehmerInnen, Alleinerziehenden und MigrantInnen hin. Hinsichtlich der Beschäftigungsverhältnisse sind manuelle ArbeiterInnen, Beschäftigte in kleineren Betrieben, Betroffene

von atypischen Beschäftigungsverhältnissen (befristete Verträge, Leiharbeit und „neue Selbstständigkeit“), Personen in Teilzeit sowie Personen mit unterbrochenen Beschäftigungskarrieren (unterjährig Beschäftigte) öfter GeringverdienerInnen als der Durchschnitt.

Über diese strukturellen Erkenntnisse hinaus gibt es umfassende Literatur, die nach Erklärungen sucht. In Bezug auf die Anfälligkeit von Frauen wird zum Beispiel ein Verständnis der geschlechtlich hierarchisierten Arbeitsteilung herangezogen.³ Ein daran angelehnter Begriff der hierarchischen Arbeitsteilung nach Herkunft und StaatsbürgerInnenschaft wäre denkbar. Verwiebe und Fritsch (2011, S. 12) verweisen zum Beispiel auf eine Verdrängung von MigrantInnen unabhängig von deren beruflicher Qualifikation auf gering qualifizierte Arbeitsplätze durch ArbeitgeberInnen-Diskriminierung, fehlende Sprachkenntnisse und legale Hürden bei der Anerkennung formaler Abschlüsse.

In Hinsicht auf die Beschäftigungsverhältnisse beziehe ich mich (als Ausgangspunkt für Hypothesen) vor allem auf Theorien zur Verhandlungsmacht von Beschäftigten auf betrieblicher und überbetrieblicher Ebene. Diese verändert sich durch die fortschreitende Atypisierung und Flexibilisierung der Arbeitsmärkte⁴ und wird zunehmend schwächer. Mögliche Auswirkungen auf die Macht der Beschäftigten in Verhandlungen über Lohnhöhe und Arbeitsplatzsicherheit sind eine Gemeinsamkeit der oben genannten Anfälligkeiten von unselbstständig Erwerbstätigen für Geringverdienst aufgrund ihrer Beschäftigungsverhältnisse.

Für die Faktoren Teilzeit und unterjährige Beschäftigung ist die Anfälligkeit für Geringverdienst eine arithmetische Frage: Wer weniger arbeitet, wird bei gleichem Stundenlohn weniger verdienen. Über Gründe für diese Beschäftigungsformen lässt sich aber wiederum eine strukturelle Anfälligkeit analysieren, zum Beispiel von Alleinerziehenden mit Betreuungspflichten für unfreiwillige Teilzeitbeschäftigung. Gerade in Österreich, das eine der höchsten Teilzeitquoten in Europa aufweist,⁵ ist das von Belang, zumal die Teilzeitquote im Trend ansteigt.⁶

Die vorliegende Arbeit stützt sich auf eine empirische Analyse des Mikrozensus und der Lohnsteuererhebung in Österreich für 2016. Nach einem Überblick über die relevante Literatur in Abschnitt 2 stelle ich in Abschnitt 3 die Daten nach demografischen sowie strukturellen Gesichtspunkten vor und prüfe die Konsistenz mit den zuvor aufgezählten Theorien zum Geringverdienst. In Abschnitt 4 stelle ich ein simples Modell zur Anfälligkeit für Geringverdienst auf und präsentiere die Ergebnisse. Die Schlussfolgerungen werden in Abschnitt 5 zusammengefasst.

2. Literaturüberblick

Zu geringen Arbeitseinkommen gibt es ausführliche Literatur, auch und besonders für den österreichischen Kontext. Ich klassifiziere die Literatur nach der Richtung, aus der sie sich dem Thema Geringverdienst annähert.

Auf der einen Seite sind das Beiträge aus der Armutsforschung, die sich vor allem unter dem Begriff *working poor* mit niedrigen Erwerbseinkommen auseinandersetzt. Der Titel des Beitrags von Verwiebe und Fritsch (2011), „Working Poor: Trotz Einkommen kein Auskommen“, verdeutlicht beispielhaft, dass in dieser Literatur die Forschungsfragen vor allem aus der individuellen Situation der Betroffenen motiviert sind.

Der Begriff *working poor* wird unterschiedlich verwendet, Riesenfelder, Schelepa und Matt (2011, S. 3) fassen den Begriff zum Beispiel durch den parallelen Bezug von Sozialhilfe und Erwerbseinkommen, Verwiebe und Fritsch (S. 13) durch gleichzeitige Armutsgefährdung (Äquivalenzeinkommen von weniger als 60% des Median) und Erwerbsarbeit. Entsprechend der restriktiveren Definitionen ist die beschriebene Gruppe der armutsgefährdeten Erwerbstätigen kleiner als die der von mir beschriebenen GeringverdienerInnen. Für das Jahr 2009 sprechen Verwiebe und Fritsch beispielsweise von einer Armutsquote unter Erwerbstätigen von 6%, der von mir ermittelte Anteil der GeringverdienerInnen war 2016 etwa doppelt so hoch.

Auf der anderen Seite beschäftigen sich SoziologInnen, Arbeits- und VerteilungsökonomInnen mit Niedrigeinkommen, die anhand von relativen Schwellwerten definiert werden. Mayerhuber und Rocha Akis (2015, S. 9) geben einen Überblick über verschiedene Abgrenzungen anhand der Dezile der Einkommen. So können zum Beispiel Einkommen im ersten und zweiten Dezil oder Einkommen unter zwei Drittel des Medianeinkommens (die Schwelle, von der EU-Kommission, OECD und ILO ausgehen) als Niedrigeinkommen bezeichnet werden.

Auch wenn die Abgrenzung der GeringverdienerInnen unterschiedlich vorgenommen wird, sind die Fragestellungen dieselben, nämlich nach der Struktur der Betroffenen, möglichen Gründen und politischen Auswegen.

Die letzten Jahrzehnte waren von einer zunehmenden Flexibilisierung der Arbeitsmärkte in ganz Europa, so auch in Österreich, geprägt. Gleichzeitig vergrößerte sich der Anteil der GeringverdienerInnen, wie Fritsch, Teitzer und Verwiebe (2014) anhand der EU-weiten SILC-Erhebung („Statistics on Living and Income Conditions“) zeigen. Die Umstrukturierung des Arbeitsmarktes und die Erweiterung des Niedriglohnsektors betrafen Personen mit niedrigem formalem Bildungsabschluss, junge und unerfahrene Beschäftigte sowie Frauen stärker. Auch die Einkommensungleichheit im deutschsprachigen Raum ist seit 1990 substantiell gestiegen.⁷

Das schlägt sich auch in der Struktur der von Armut betroffenen Erwerbstätigen (*working poor*) nieder, unter denen Frauen überproportional vertreten sind.⁸ Atypisch Beschäftigte und Personen in dem von der Umstrukturierung stark betroffenen Dienstleistungssektor beziehen deutlich öfter als der Durchschnitt Sozialhilfe neben dem Erwerbseinkommen.⁹

Der Anteil von „Niedriglohnbeschäftigten“ variiert im europäischen Vergleich stark. Auch die Niedriglohngrenzen, die relativ zum nationalen Medianeinkommen definiert werden, weisen zwischen den einzelnen Staaten eine große Spannweite auf. In allen Staaten ähnlich ist der höhere Frauenanteil und der höhere Anteil von Personen mit niedrigeren formalen Bildungsabschlüssen unter den Niedriglohnbeschäftigten.

In den Berufen, in denen sich Frauenbeschäftigung konzentriert, sind die Einkommen signifikant niedriger. Im Allgemeinen sind Dienstleistungssektoren öfter geschlechtlich segregierte „Frauenberufe“. ¹⁰ Die vertikale und horizontale Geschlechtersegmentierung ist in Österreich höher als in den meisten europäischen Staaten.¹¹

Auch die Struktur der Niedriglohnbeschäftigten ist zwischen den Geschlechtern unterschiedlich. Für Männer sinkt der Anteil mit steigendem Alter und steigender Betriebsgröße, bei Frauen nicht. Zudem tritt eine „Sprungbrettfunktion“ in Normalarbeitsverhältnisse am ehesten für junge Männer ein. In Ländern mit einem Sozialversicherungs- und Pensionssystem, das auf Lebensstandardsicherung abzielt, bedeutet das auch, dass sich Armutsstrukturen in Altersarmut übersetzen, von der die anfälligen Gruppen ebenfalls besonders oft betroffen sind.¹² Auch von manifester Armut im Allgemeinen sind Frauen öfter betroffen als Männer, wobei sich die Frage stellt, ob diese nicht unterschätzt wird, wenn Einkommensungleichheit innerhalb der Haushalte nicht gemessen wird.¹³

Neben den Veränderungen in den Arbeitsmarktstrukturen sind die Strukturen der Lohnsetzung für Ungleichheit und die Erwerbsrealität in den unteren Einkommensdezilen von großer Bedeutung. In Bezug auf Österreich, dessen Kollektivvertragssystem durch eine hohe Abdeckung und Organisationsrate gekennzeichnet ist, ist dieser Faktor zentral. Empirische Forschung deutet darauf hin, dass bindende Mindestlöhne höher sind, wenn sie von sozialpartnerschaftlicher Verhandlung oder Konsultation festgesetzt werden, als wenn dies durch die Regierung geschieht.¹⁴ Generell können höhere untere Lohngrenzen (zum Beispiel durch gesetzliche Mindestlöhne oder flächendeckende Kollektiv- und Tarifverträge) mit geringerer Einkommensungleichheit assoziiert werden.¹⁵

Zusammenfassend ist Geringverdienst im Sinne eines steuerfreien Erwerbseinkommens aus legaler und ökonomischer Sicht nicht der Normalfall. Schon die Einkommensteuerfreiheit an sich ist als Ausnahme konzipiert. In den Geringverdienst werden ArbeitnehmerInnen gedrängt, die sich in demografischen oder strukturellen, die Beschäftigungsverhältnis-

se betreffenden Merkmalen von der restlichen Bevölkerung unterscheiden.

Gleichzeitig ist aber festzuhalten, dass die für den Geringverdienst wichtigen atypischen Beschäftigungsverhältnisse zunehmend normal werden. In manchen Schichten der Arbeitsbevölkerung betreffen atypische Verhältnisse bereits die Mehrheit.¹⁶ Zum Beispiel waren 2014 51% der unselbstständig beschäftigten Frauen in Österreich mit solchen Verträgen angestellt.¹⁷

Da sich die Merkmale, die unselbstständig Beschäftigte für Geringverdienst anfällig machen, von der etablierten Norm abheben, ist es möglich, sie in einer empirischen Analyse zu identifizieren und ihre Auswirkungen abzuschätzen.

3. Daten

Ich nutze in meiner Analyse die Daten aus dem Mikrozensus 2016, bereitgestellt von der Statistik Austria. Die Nettomonatseinkommen, die in einer Zusatzerhebung aufbereitet wurden und mit dem Mikrozensus ausgeliefert wurden, entsprechen dem Monatseinkommen in der Referenzwoche nach Abzug von Steuern und Abgaben und inklusive aliquoter Anrechnung des 13. und 14. Gehalts. Bei Verknüpfungsproblemen werden die Einkommen imputiert.¹⁸ Die Stichproben werden mit Gewichtungen versehen um eine annäherungsweise Repräsentativität für die österreichische Bevölkerung sicherzustellen.¹⁹

Tabelle 1 fasst die Stichprobengrößen zusammen. Für die Analyse der GeringverdienerInnen beschränke ich mich auf Personen mit einem positiven monatlichen Nettoeinkommen, die auf die entsprechende Frage geantwortet haben, vorwiegend erwerbstätig zu sein (siehe Anmerkung 1).

Tabelle 1: Stichprobengröße

Berücksichtigt	Beobachtungen	Gewichtet
Mikrozensus	177.375	8.599.160
Personen mit Erwerbseinkommen	74.420	3.573.458
Unselbstständig Beschäftigte	70.647	3.376.463

Als GeringverdienerInnen verstehe ich Personen mit einem Einkommen unter der Steuergrenze. Wenn das 13. und 14. Monatsgehalt unter Berücksichtigung der steuerlichen Ausnahmen angerechnet und die Sozialversicherungsbeiträge abgezogen werden, entspricht dies einer Grenze von € 1.050 oder jährlich € 14.700.

Tabelle 2 gibt den Anteil der GeringverdienerInnen unter den unselbst-

ständig Beschäftigten sowie unter demografischen und strukturellen Gruppen wieder, bei denen die bisherige Literatur eine höhere Anfälligkeit suggeriert. So liegt der Anteil von GeringverdienerInnen in der berücksichtigten Stichprobe bei 12%, das sind etwa 413.000 Menschen. Unter Frauen liegt der Anteil mit 18% deutlich höher, ebenso bei Personen in Teilzeit- bzw. befristeten Beschäftigungsverhältnissen mit 33% bzw. 37%. Auch der Anteil der GeringverdienerInnen an den Unter-25-Jährigen, den Frauen mit Kindern und Personen, deren höchster Bildungsabschluss die Pflichtschule ist, liegt jeweils deutlich über dem Gesamtdurchschnitt. Für LeiharbeiterInnen, Personen mit Migrationshintergrund und Eltern im Allgemeinen gibt es keine signifikanten Unterschiede gegenüber der Gesamtheit der unselbstständig Erwerbstätigen. Gerade der letzte Punkt deutet auf eine geschlechterspezifisch unterschiedliche Auswirkung von Betreuungspflichten auf die Erwerbschancen hin.

Tabelle 2: Anteil der GeringverdienerInnen

Personengruppen	Gering-verdienerInnen	Normal-verdienerInnen	Gewichtete Beobachtungen
Unselbstständig	12,24%	87,76%	3.376.463
Frauen	18,16%	81,84%	1.566.378
Teilzeit	32,77%	67,23%	876.522
Leiharbeit	14,49%	85,51%	74.862
Befristete Beschäftigung	37,08%	62,92%	284.551
Migration	10,96%	89,04%	2.636.329
Unter 25	29,56%	70,44%	400.507
Eltern	12,35%	87,65%	1.509.824
Mütter	22,25%	77,75%	739.003
Pflichtschule	33,88%	66,12%	429.711

Tabelle 3 schlüsselt den gewichteten Anteil der GeringverdienerInnen nach Bundesland auf. Es ist bemerkenswert, dass Wien sich im Gegensatz zu den Ergebnissen anderer Studien im Mikrozensus nicht durch einen besonders hohen Anteil von GeringverdienerInnen auszeichnet. Das liegt mit hoher Wahrscheinlichkeit daran, dass der Datensatz auf die vorwiegend unselbstständig Erwerbstätigen beschränkt ist.

Knittler (2015, S. 244) macht die empirische Sonderstellung Wiens an vier Punkten fest: (1) später Erwerbsantritt aufgrund geringem Lehrlingsanteil und vieler Studierender, (2) höhere Jugendarbeitslosigkeit, (3) niedrige Erwerbstätigenquote bestimmter MigrantInnengruppen und (4) hoher PendlerInnenanteil. Diese Faktoren bestimmen aber in erster Linie die Erwerbstätigenquote und sind durch die Beschränkung des Datensatz aus-

geblendet. In der Tendenz ist der Anteil der GeringverdienerInnen im Westen Österreichs höher.

Tabelle 3: Anteil der GeringverdienerInnen nach Bundesland

Bundesland	Gering-verdienerInnen	Normal-verdienerInnen	Gewichtete Beobachtungen
Burgenland	10,52%	89,48%	109.843
Kärnten	11,69%	88,31%	206.956
Niederösterreich	11,52%	88,48%	646.975
Oberösterreich	12,12%	87,88%	602.015
Salzburg	13,60%	86,40%	222.137
Steiermark	12,55%	87,45%	473.938
Tirol	14,29%	85,71%	298.406
Vorarlberg	13,61%	86,39%	164.217
Wien	11,56%	88,44%	651.977

Tabelle 4 zeigt den Anteil der GeringverdienerInnen nach Altersgruppen sowie nach Geschlechtern aufgeschlüsselt, wobei ich die Ergebnisse weiter auf die Unter-65-Jährigen beschränke. Der Anteil liegt bei Frauen in allen Altersgruppen über dem der Männer. Während in der Gesamtstichprobe sowie unter den Männern ein Abnehmen des GeringverdienerInnenanteils mit dem Alter zu beobachten ist, steigt er bei Frauen im Alter von 30 bis 39 sowie von 55 bis 65 wieder an (nachdem er zuvor gesunken ist).

Tabelle 4: Anteil der GeringverdienerInnen nach Alter und Geschlecht

Altersgruppe	Gesamt	Männer	Frauen
15 bis 19	63,64%	63,29%	64,19%
20 bis 24	15,25%	11,97%	19,12%
25 bis 29	10,94%	7,21%	15,33%
30 bis 34	11,02%	5,00%	18,74%
35 bis 39	11,56%	4,06%	20,97%
40 bis 44	9,37%	3,10%	15,78%
45 bis 49	8,89%	2,98%	14,82%
50 bis 54	8,61%	2,87%	14,44%
55 bis 59	9,35%	2,94%	16,91%
60 bis 64	8,28%	4,26%	18,66%

Tabelle 5 schließlich weist den Anteil der Geringverdienenden nach der Größe der Arbeitsstätte aus. Als Arbeitsstätte ist hier eine zusammengehörende Betriebseinheit gemeint und nicht ein Unternehmen, zum Beispiel mit mehreren Standorten.²⁰ Der Anteil der GeringverdienerInnen fällt mit der Größe der Arbeitsstätte und befindet sich bei Frauen in allen Kategorien auf einem höheren Niveau als bei Männern. Anders als bei der Aufschlüsselung nach Alter scheint der Trend aber derselbe zu sein.

Tabelle 5: Anteil der Geringverdienenden nach Größe der Arbeitsstätte

Größe der Arbeitsstätte	Gesamt	Männer	Frauen
10 oder weniger	25,29%	15,79%	32,08%
11 bis 19	15,07%	10,46%	19,30%
20 bis 49	10,59%	6,93%	14,82%
50 bis 499	6,36%	3,97%	10,01%
500 und mehr	3,48%	2,23%	5,63%
Unbekannt, aber mehr als 10	20,59%	10,32%	32,27%
Unbekannt, aber weniger als 11	31,40%	22,08%	38,57%

Tabelle 6 schlüsselt den Anteil von GeringverdienerInnen in der Gesamtstichprobe nach Sozialstatus auf. Hier zeigt sich ein substanzieller Unterschied der Bedeutung des Sozialstatus zwischen Frauen und Männern. Arbeiterinnen sind mehr als doppelt so oft geringverdienend als weibliche Angestellte (35% verglichen mit 16%). In der Gesamtbevölkerung ist dieses Verhältnis mit 17% zu 11% deutlich geringer.

Tabelle 6: Anteil der Geringverdienenden nach Sozialstatus

Sozialstatus	Gesamt	Männer	Frauen
Angestellte	11,48%	6,09%	15,96%
ArbeiterInnen	17,34%	9,97%	35,19%
BeamtenInnen	0,50%	0,47%	0,55%
Vertragsbedienstete	4,25%	1,38%	6,13%

Der Datensatz ist groß genug, um nicht nur in der deskriptiven Statistik klare Unterschiede abzubilden, sondern auch eine ökonometrische Modellierung mit Rücksicht auf die grundlegenden demografischen und strukturellen Merkmale anzuwenden. Die höheren Anteile der Geringverdienenden unter Frauen, ArbeiterInnen, jungen ArbeitnehmerInnen, Erwerbstätigen in kleineren Arbeitsstätten sowie solchen in Teilzeit-, Leiharbeits- und befristeten Beschäftigungsverhältnissen nehme ich als Ausgangspunkt der Analyse.

Tabelle 7 fasst die Angaben von Teilzeitbeschäftigten nach dem Grund für das Beschäftigungsverhältnis zusammen.²¹ Bei Frauen überwiegen die Betreuungspflichten für Kinder und pflegebedürftige Erwachsene mit 41%. Nur 7% der Männer geben diese Antwort. Sie geben dafür ebenso oft an, keine Vollzeittätigkeit zu wollen, wie keine zu finden – bei Frauen ist die selbstgewählte Teilzeitbeschäftigung um 6 Prozentpunkte häufiger vertreten als jene wegen entsprechenden Angebotsmangels. Männer geben ebenfalls deutlich relativ häufiger Fortbildungszwecke oder Krankheit als Grund an. Es ist bemerkenswert, dass sich in allen Fragenkategorien absolut mehr Frauen als Männer befinden: Teilzeitarbeit ist in hohem Maße Frauenarbeit.

Tabelle 7: Gründe für Teilzeitarbeit nach Geschlecht

Gründe für Teilzeitarbeit	Männer		Frauen	
	absolut	Anteil	absolut	Anteil
Weil Sie Kinder oder pflegebedürftige Erwachsene betreuen	9.273	6,91%	291.064	41,17%
Weil Sie keine Vollzeittätigkeit wollen	31.829	23,73%	136.675	19,33%
Aus anderen persönlichen oder familiären Gründen	23.356	17,41%	126.387	17,88%
Weil Sie keine Vollzeittätigkeit finden konnten	32.984	24,59%	89.054	12,60%
Wegen schulischer oder beruflicher Aus- oder Fortbildung	15.203	11,34%	21.913	3,10%
Wegen Krankheit	9.774	7,29%	18.039	2,55%
Aus sonstigen Gründen	11.700	8,72%	23.898	3,38%

Tabelle 8 beschränkt dieselbe Frage auf die GeringverdienerInnen, wobei sich ein sehr ähnliches Bild wie in der Gesamtheit der unselbstständig Erwerbstätigen (bei deutlich geringeren Stichprobengrößen in den Antwortkategorien) ergibt. Bemerkenswert sind der deutlich höhere Anteil an Männern die angeben, keine Vollzeitstelle zu finden, der niedrigere Anteil an Teilzeitbeschäftigten, die keine Vollzeitstelle wollen, sowie der deut-

Tabelle 8: Gründe der GeringverdienerInnen für Teilzeitarbeit

Gründe für Teilzeitarbeit	Männer		Frauen	
	absolut	Anteil	absolut	Anteil
Weil Sie Kinder oder pflegebedürftige Erwachsene betreuen	1.503	2,80%	97.607	42,17%
Weil Sie keine Vollzeittätigkeit wollen	10.390	19,37%	38.121	16,47%
Aus anderen persönlichen oder familiären Gründen	6.089	11,35%	40.207	17,37%
Weil Sie keine Vollzeittätigkeit finden konnten	19.399	36,16%	32.452	14,02%
Wegen schulischer oder beruflicher Aus- oder Fortbildung	7.357	13,71%	9.897	4,28%
Wegen Krankheit	4.766	8,88%	6.998	3,02%
Aus sonstigen Gründen	4.143	7,72%	6.158	2,66%

lich geringere Anteil an Männern, die wegen Betreuungspflichten nicht Vollzeit arbeiten.

4. Modell und Ergebnisse

Um zu schätzen, wie die beschriebenen Faktoren das Risiko, unter der Steuergrenze zu verdienen, beeinflussen, verwende ich ein Logit-Modell. Ich greife in der Modellierung auf einen bayesianischen hybriden Monte-Carlo-Algorithmus (HMC) zurück und benutze das probabilistische Softwarepaket STAN.²²

Ich schätze zuerst die demografischen Faktoren und die Beschäftigungsverhältnisse in zwei separaten Regressionen und schließlich alle Faktoren zusammen. Damit sollen Betroffenheit von und Gründe für Anfälligkeit für Geringverdienst unterscheiden werden – dass Frauen öfter von Geringverdienst betroffen sind, liegt zum Beispiel sowohl an Lohndiskriminierung als auch an strukturell anderer Stellung im Erwerbsleben. Sie arbeiten zum Beispiel deutlich öfter Teilzeit.

Für die Analyse greife ich auf die Stichprobengewichtung der Statistik Austria zurück.

Zum Vergleich wird in Anhang 1 auch ein frequentistisches verallgemeinertes lineares Modell (GLM) aufgestellt und berechnet das eine Logit-Regression im Maximum-Likelihood-Verfahren schätzt.

Die Ergebnisse unterscheiden sich nicht substantiell vom Modell in Abschnitt 4.1, ich greife aber aus zwei Gründen auf die bayesianische HMC-Methode zurück. Erstens erlaubt es mir das formelle Miteinbeziehen bereits bekannter Informationen (zum Beispiel aus der Literatur oder der deskriptiven Statistik) in Form von prioren Parameterverteilungen. Zweitens führt eine Verletzung der für die GLM-Methode notwendigen Annahmen über die Unabhängigkeit der Beobachtungen, Normalverteilung der Residuen, Struktur der Varianz sowie der linearen Modellbeziehung in einer Monte-Carlo-Schätzung zwar möglicherweise zur Berechnungsproblemen, der ermittelte Schätzer und die dazugehörige Verteilung werden dadurch aber nicht invalidiert.

Der zentrale Nachteil der bayesianischen Methode ist die fehlende Vergleichbarkeit von wichtigen statistischen Indikatoren zur Modelldiagnose. Für bayesianische Modelle werden zum Beispiel keine Signifikanzniveaus oder R^2 -Statistiken berechnet. Es gibt zwar vergleichbare Konzepte, diese sind jedoch nicht äquivalent, was einen Vergleich der Ergebnisse mit denen herkömmlich-frequentistischer Modelle erschwert.

4.1 Bayesianisches Logit-Modell

Die Logit-Regression schätzt den Einfluss der kovariaten Faktoren auf eine bivariate Ergebnisvariable. Die Koeffizienten geben an, um wie viel sich die logarithmierte Chance, in eine Kategorie zu fallen, verändert, wenn die Kovariate sich um eine Einheit verändert. Mit Chance ist hier das Verhältnis zwischen der Wahrscheinlichkeit, geringverdienend zu sein, dividiert durch die Wahrscheinlichkeit, normalverdienend zu sein, gemeint.

Im von mir aufgestellten Modell befinden sich auf beiden Seiten der Gleichung bivariate kategorische Variablen – eine befragte Person ist entweder GeringverdienerIn oder nicht, entweder weiblich oder nicht, entweder unter 25 Jahre alt oder nicht – weshalb der Koeffizient interpretiert wird als der natürliche Logarithmus der prozentuellen Erhöhung der Chance, weniger als € 14.700 zu verdienen. Der Koeffizient für den Achsenabschnitt kann gelesen werden als logarithmierte Wahrscheinlichkeit, geringverdienend zu sein, wenn keiner der kovariaten Faktoren zutrifft.

Formell beschreiben die Gleichungen 5.1 das Modell, in dem Y das Nettomonatseinkommen einer Person und G den Grenzwert für die Steuerpflicht beschreibt. X ist die Kovariatenmatrix und λ die Stichprobengewichtung. α und β sind die Regressionskoeffizienten.

$$Y_i < G \approx \log \left(\frac{P(Y_i < G | X_i) \lambda_i}{1 - P(Y_i < G | X_i) \lambda_i} \right) \quad (4.1.a)$$

$$P(Y_i < G | X_i) = \frac{\exp(\alpha + \beta * X_i)}{1 - \exp(\alpha + \beta * X_i)} \quad (4.1.b)$$

Die Gleichungen 4.2 beschreiben die prioren Wahrscheinlichkeitsverteilungen, die im bayesianischen Modell zur Anwendung kommen. Die posteriore Verteilung der Koeffizienten wird gezogen aus dem Produkt der *Likelihood* – einer Bernoulli-logistischen Verteilung – und der prioren Verteilungen. Als Resultat der Literaturrecherche sowie aufgrund der in Tabelle 3.2 zusammengefassten Anteile von GeringverdienerInnen in den definierten Gruppen formuliere ich schwach informative, positive priore Verteilungen. Die Cauchy-Verteilung mit einem Positionsparameter von 0, die ich für den Achsenabschnitt α wähle, drückt aus, dass ich keine prioren Erwartungen an das Vorzeichen formuliere, aber eine Nähe zu 0 erwarte.

Die Cauchy-Verteilung ist toleranter gegenüber Extremwerten als beispielsweise die Gauss'sche Normalverteilung.²³ Die Gamma-Verteilung, die ich für die Koeffizienten β wähle, ist auf die positiven Zahlen beschränkt und drückt meine Überzeugung aus, dass sich die oben aufgezählten Faktoren positiv auf die Chance, zur Gruppe der GeringverdienerInnen zu gehören, auswirken.

$$\alpha \approx \text{Cauchy}(0, 2,5) \quad (4.2.a.)$$

$$\beta_i \approx N(0,5, 3) \quad (4.2.b)$$

Zu Schätzung verwende ich einen hybriden Monte-Carlo-Schätzer mit vier Ketten und jeweils 3000 Iterationen, wovon ich die ersten jeweils 1000 verwerfe, um den Einfluss der zufällig gezogenen Anfangswerte zu minimieren.

Wie in Gleichung 4.1 durch die Multiplikation mit dem Gewichtungsparemeter λ ausgedrückt, wird im Algorithmus die errechnete Likelihood jeder Beobachtung mit dem Gewichtungsparemeter multipliziert. Die posteriore Verteilung der Koeffizienten entspricht dem Produkt der (bzw. der Summe der logarithmierten) *Likelihoods* und der prioren Verteilungen. Die Wichtigkeit einer Beobachtung für die posteriore Verteilung verändert sich demnach proportional zum Stichprobengewicht.

Durch die Einbeziehung der Gewichtungen als Daten ist das Modell nicht mehr rein bayesianisch, da die Gewichtungen nicht im Modell generiert und daher auch nicht als Vorhersagen simuliert werden können. Um generierte Beobachtungen mit den Daten zu vergleichen, müssen diese abermals mit den Gewichtungen multipliziert werden.

Tabelle 9 fasst die Ergebnisse aller drei Regressionen zusammen. Für jeden Koeffizienten sind der arithmetische Mittelwert der simulierten Koeffizienten, die Standardabweichung und die untere und obere Grenze des 95%-Maximum-A-Posteriori Intervalls (*bayesian credibility interval*) angegeben.²⁴

In der ersten Regression sind nur demografische, in der zweiten nur strukturelle Merkmale hinsichtlich der Beschäftigungsverhältnisse mit einbezogen. Die dritte Regression umfasst alle Kovariaten aus beiden Kategorien zusammen.

Es ist bemerkenswert, dass sich das Vorzeichen des Koeffizienten für Frauen umdreht, wenn sowohl die Ebene der Beschäftigungsverhältnisse als auch die Interaktion der Kovariaten „weiblich“ und „Eltern“ im Faktor „Mütter“ inkludiert werden. Das legt nahe, dass die höhere Anfälligkeit von Frauen, unter der Steuergrenze zu verdienen, über strukturelle Faktoren, konkret Teilzeitbeschäftigung, vermittelt wird. Auch bemerkenswert ist, dass Migrationshintergrund und Elternschaft an sich die Anfälligkeit zu verringern scheinen. Die 95%-Maximum-A-Posteriori-Intervalle sind für alle Koeffizienten eindeutig im Vorzeichen, die Faktoren scheinen also einen eindeutigen Einfluss auf das Modell zu haben.

Tabelle 10 gibt das Verhältnis der Chancen für alle Koeffizienten an (*odds ratio*). Dazu werden die Koeffizienten in die Exponentialfunktion eingefügt. Das Verhältnis der Chance kann interpretiert werden als die Veränderung im Verhältnis der Chance, in die Kategorie Geringverdienst zu fallen, verglichen mit der Chance, nicht dieser Kategorie anzugehören.

Tabelle 9: Regressionsergebnisse

Personen- gruppen	(1)				(2)				(3)			
	Mittel	S.D.	2,5%	97,5%	Mittel	S.D.	2,5%	97,5%	Mittel	S.D.	2,5%	97,5%
	-2,69	0,01	-2,70	-2,68	-3,53	0,00	-3,53	-3,52	-3,75	0,01	-3,77	-3,74
Weiblich	0,51	0,00	0,50	0,52					-0,11	0,01	-0,12	-0,10
Migration	-0,38	0,00	-0,39	-0,37					-0,51	0,00	-0,52	-0,50
Unter 25	1,40	0,00	1,39	1,41					1,71	0,01	1,69	1,72
Eltern	-0,88	0,01	-0,89	-0,86					-0,49	0,01	-0,51	-0,47
Mütter	1,81	0,01	1,79	1,83					0,68	0,01	0,66	0,70
Pflichtschule	1,41	0,00	1,40	1,42					1,36	0,00	1,35	1,37
Teilzeit					2,65	0,00	2,64	2,66	3,01	0,01	3,00	3,02
Leiharbeit					0,30	0,01	0,28	0,33	0,06	0,01	0,03	0,08
Befrist. Besch.					2,49	0,01	2,48	2,50	1,44	0,01	1,43	1,45

S.D. = Standardabweichung.

Eine *odds ratio* von 1 entspricht einem Koeffizienten von 0 und deutet an, dass die entsprechende Kovariate keinen Einfluss darauf hat, der einen oder der anderen Kategorie anzugehören.

Tabelle 10: Chancenverhältnis (*Odds Ratio*)

Personengruppen	(1)	(2)	(3)
Weiblich	1,67		0,89
Migration	0,68		0,60
Unter 25	4,04		5,52
Eltern	0,41		0,61
Mütter	6,12		1,97
Pflichtschule	4,11		3,91
Teilzeit		14,13	20,32
Leiharbeit		1,35	1,06
Befristete Beschäftigung		12,05	4,22

Wenn nur demografische Variablen berücksichtigt werden, ist die Chance, GeringverdienerIn zu sein, für Frauen um zwei Drittel höher, für MigrantInnen um fast 30% niedriger, für Unter-25-Jährige und Personen mit maximal Pflichtschulabschluss um das Dreifache und für Mütter um mehr als das Fünffache höher. Werden zusätzlich strukturelle Faktoren mit einbezogen, so sind Teilzeitbeschäftigte mehr als 19-mal so gefährdet, für Personen in befristeten Beschäftigungsverhältnissen ist der Faktor drei. Dafür verringert sich die Anfälligkeit von Frauen sogar ins Positive, und von Müttern auf etwa eine 90% höhere Gefährdung. Das legt nahe, dass

eine Kombination der Faktoren, zum Beispiel teilzeitbeschäftigte Frauen mit Betreuungspflichten, hier den Geringverdienst erklärt.

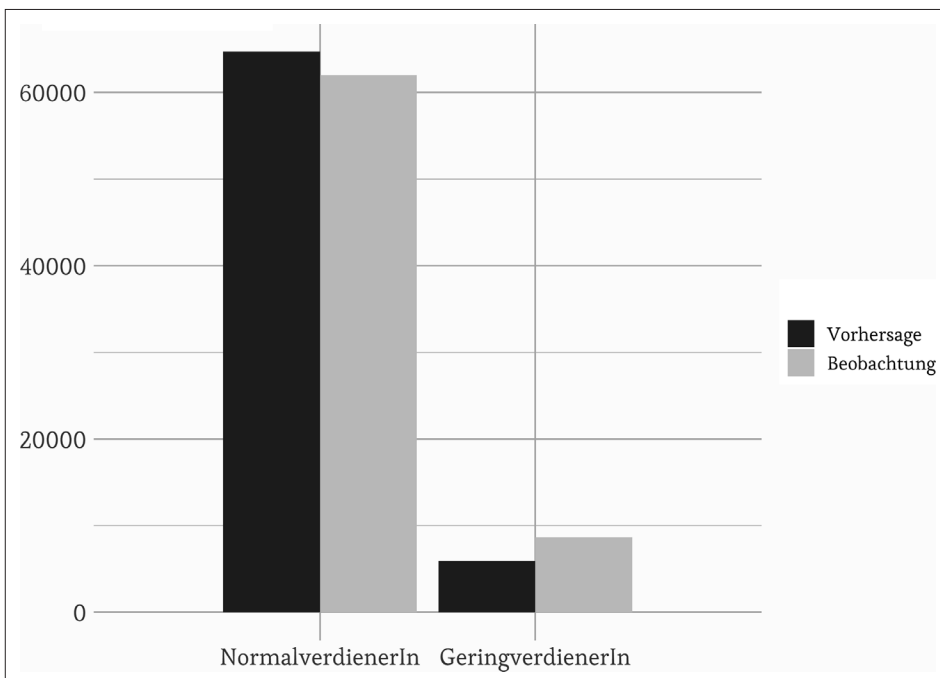
4.2 Modellpräzision

Zur Bewertung der drei Modelle greife ich auf die Eigenschaft aller bayesianischen HMC-Modelle zurück, die prinzipiell generierend sind, also aus den in jeder Iteration gezogenen Parametern auch Daten, die der posterioren Verteilung entsprechen, simulieren. Aus Gründen der Berechnungseffizienz reduziere ich die Anzahl der Iterationen pro Kette auf 1000, wovon 500 verworfen werden. Das resultiert in 2000 gezogenen Vorhersagen pro Beobachtung.

Ich berechne für jede Beobachtung den Median der Vorhersagen. Da die Variable dichotom ist, entspricht der Median dem Modus. So können die Vorhersagen mit den beobachteten Daten verglichen werden.

Abbildung 1 zeigt die vorhergesagten und beobachteten Anteile an GeringverdienerInnen. In Abbildung 2 sind die Dichtefunktionen der Beobachtungen, der Vorhersagen sowie der zugrundeliegenden Wahrscheinlichkeiten zu sehen. Tabelle 11 schließlich beinhaltet die Anteile der GeringverdienerInnen nach den in der Regression einbezogenen Gruppen. Für diese Berechnung wurden die Beobachtungen, bei denen Geringver-

Abbildung 1: Posteriore Präzision – alle Kovariaten



dienst und Normalverdienst genau gleich wahrscheinlich schienen, verworfen.

Abbildung 2: Posteriore Präzision – Dichte

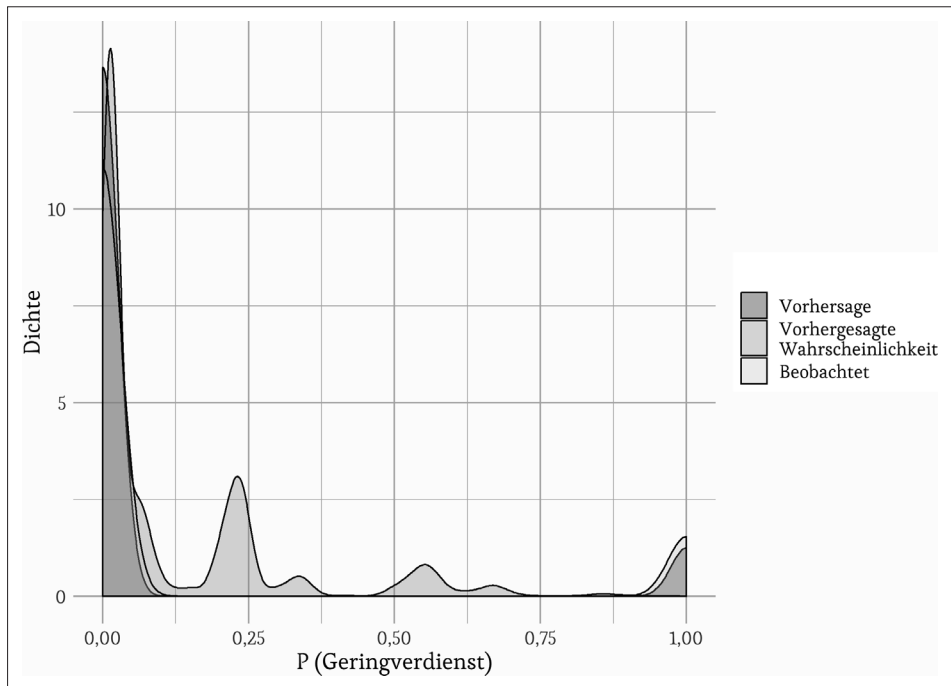


Tabelle 11: Posteriore Präzision, Geringverdienende nach Gruppen, alle Kovariaten

	Vorhersage	Beobachtung	Abweichung
%	8,42%	12,24%	–31,19%
Frauen	11,53%	18,16%	–36,53%
Teilzeit	21,70%	32,77%	–33,79%
Leiharbeit	10,22%	14,49%	–29,43%
Befristete Beschäftigung	51,10%	37,08%	37,82%
Migration	7,45%	10,96%	–32,03%
Unter 25	36,14%	29,56%	22,24%
Eltern	6,08%	12,35%	–50,79%
Mütter	11,48%	22,25%	–48,39%
Pflichtschule	47,47%	33,88%	40,14%

In der Richtung der Vorhersagen, dass Frauen häufiger geringverdienend sind als Männer, stimmen die Vorhersagen mit den Beobachtungen überein. Trotzdem liegen die vorhergesagten Anteile an GeringverdienerInnen teils deutlich unter den tatsächlichen Daten. Nur der Einfluss der Faktoren „Unter-25-Jährige“ sowie „Pflichtschule als höchste abgeschlossene Ausbildung“ wird überschätzt. Diese Ergebnisse sprechen dafür, dass die demografischen und strukturellen Auswirkungen im Modell nicht überschätzt werden.

Dieselben Zusammenstellungen für die eingeschränkten Regressionen (einmal mit nur demografischen und einmal nur mit Faktoren auf der Ebene der Beschäftigungsformen) finden sich in den Abbildungen 3 bis 6 bzw. in Tabelle 12. Die sehr niedrigen geschätzten Anteile an GeringverdienerInnen deuten darauf hin, dass die Faktorengruppen für sich genommen deutlich weniger aussagekräftig sind als in der Kombination. Das entspricht auch dem Tenor der besprochenen Literatur, dass die Lohnungleichheit beziehungsweise höhere Anfälligkeit für Armut trotz Arbeit für zum Beispiel Frauen sich nicht auf individuelle Diskriminierung reduzieren lässt, sondern durch systematische Schlechterbezahlung von „Frauenberufen“ und atypischen Beschäftigungsformen schlagend wird.

Abbildung 3: Posteriore Präzision – nur demografische Faktoren

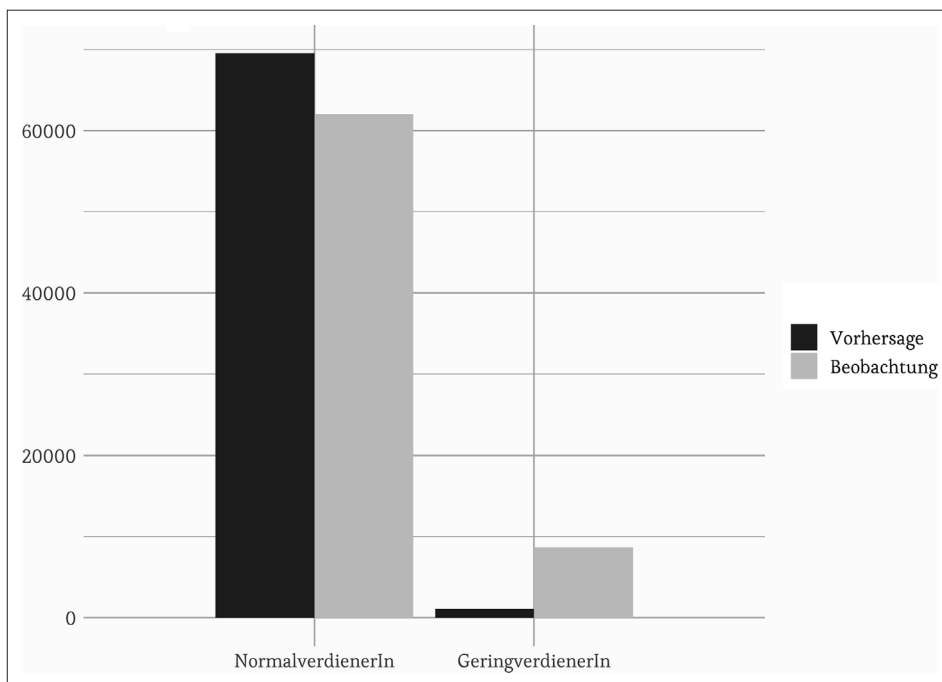


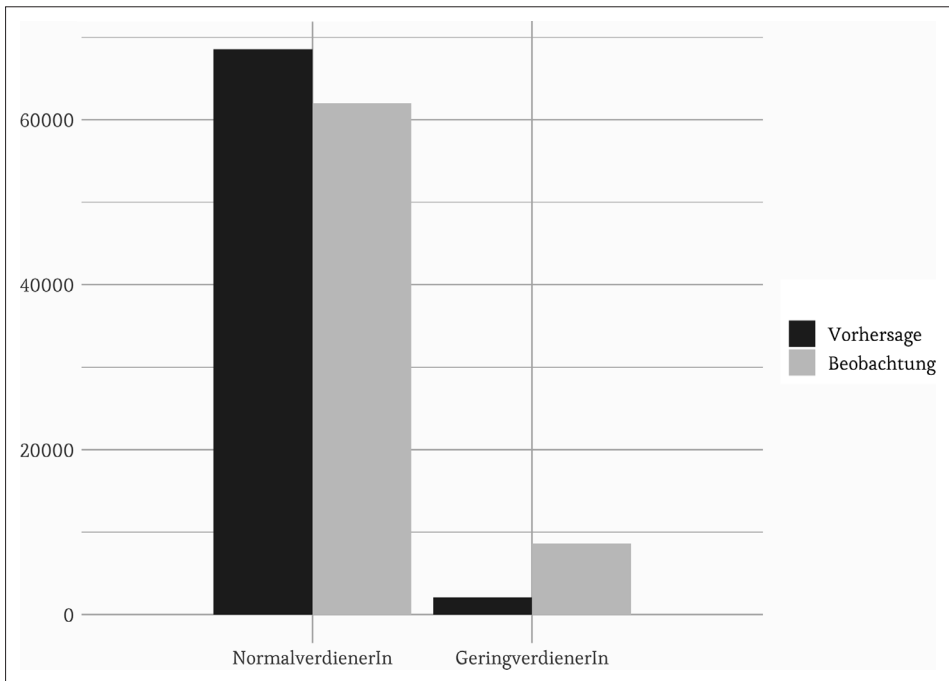
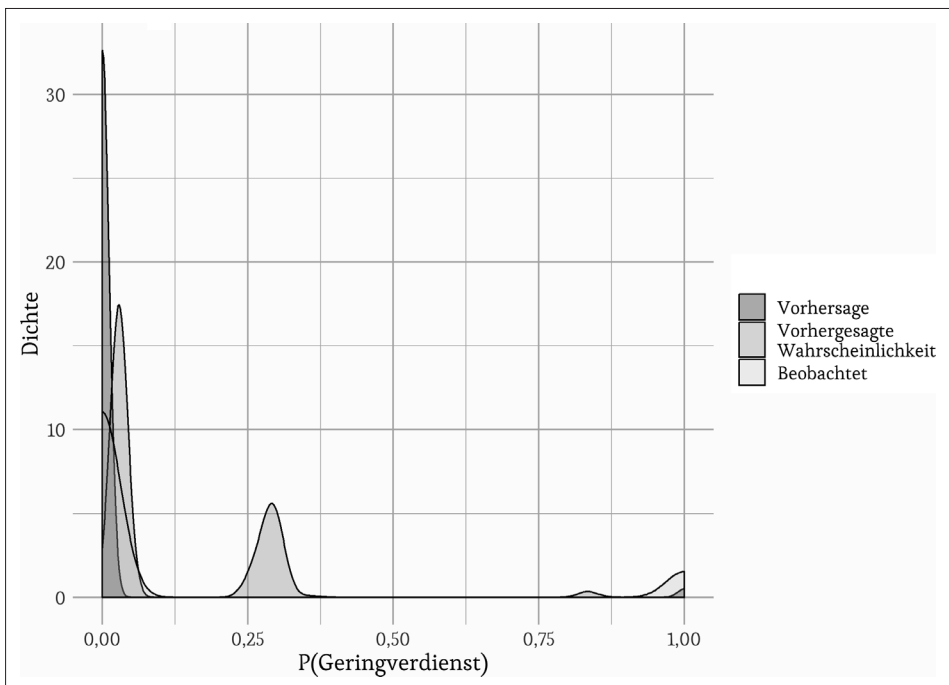
Abbildung 4: Posteriore Präzision – nur strukturelle Faktoren**Abbildung 5: Posteriore Präzision – nur demografische Faktoren**

Abbildung 6: Posteriore Präzision – nur strukturelle Faktoren

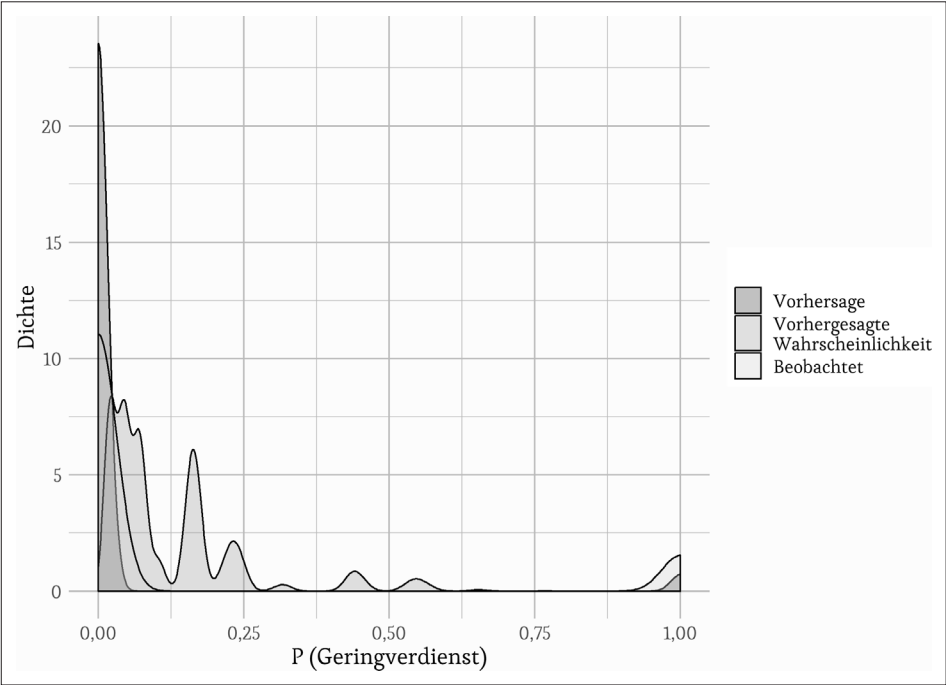


Tabelle 12: Posteriore Präzision, Geringverdienende nach Gruppen, einzelne Faktorengruppen

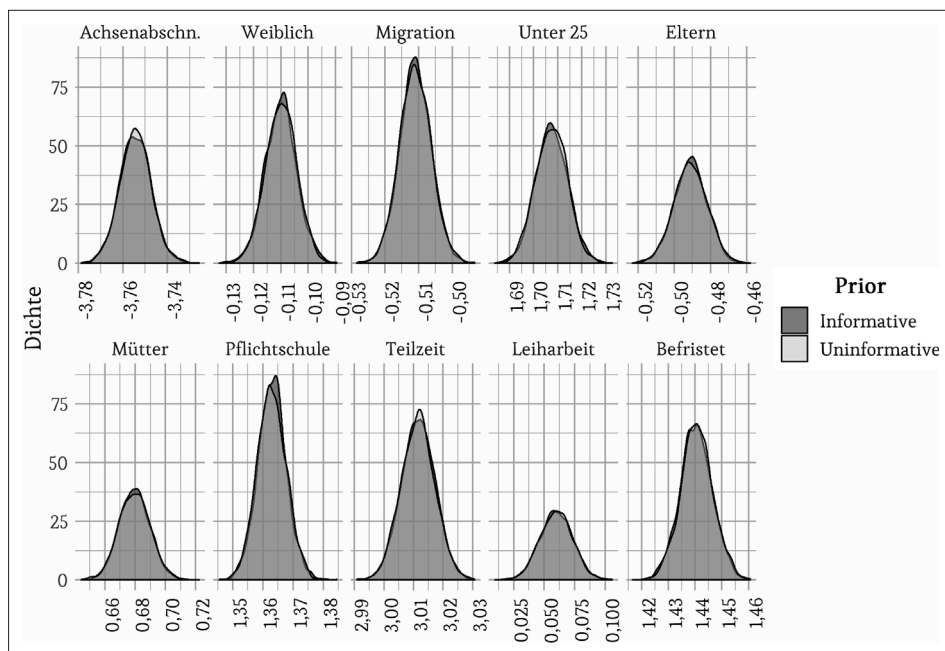
	Vorhersage	Beobachtung	Abweichung	Vorhersage	Beobachtung	Abweichung
%	1,59%	12,24%	–87,05%	3,16%	12,24%	–74,20%
Frauen	2,46%	18,16%	–86,43%	5,58%	18,16%	–69,30%
Teilzeit	6,11%	32,77%	–81,37%	3,79%	32,77%	–88,45%
Leiharbeit	2,47%	14,49%	–82,94%	7,25%	14,49%	–49,95%
Befristet	18,81%	37,08%	–49,28%	16,63%	37,08%	–55,14%
Migration	1,52%	10,96%	–86,16%	1,10%	10,96%	–89,96%
Unter 25	1,98%	29,56%	–93,31%	15,12%	29,56%	–48,85%
Eltern	1,40%	12,35%	–88,63%	3,26%	12,35%	–73,60%
Mütter	2,45%	22,25%	–88,97%	6,66%	22,25%	–70,06%
Pflichtschule	1,34%	33,88%	–96,03%	24,42%	33,88%	–27,92%

4.3 Sensibilität gegen priore Verteilungen

Abbildung 7 zeigt die posterioren Dichteverteilungen der Parameter α und β , jeweils gezogen mit einer uninformativen prioren Verteilung (entspricht einer Gleichverteilung zwischen negativ und positiv unendlich) sowie den

gewählten Verteilungen aus Gleichung 4.2. Wie in der Abbildung ersichtlich, unterscheiden sich die posterioren Verteilungen der Parameter nicht substanziell, vor allem nicht im Vorzeichen. Das deutet darauf hin, dass die Effizienzgewinne im Algorithmus sowie das Miteinbeziehen bestehenden Wissens über die Struktur von GeringverdienerInnen in Österreich dem Informationsgehalt der Daten in keinen relevanten Punkten widerspricht.

Abbildung 7: Einfluss der prioren Verteilungen



4.4 Vollzeitbeschäftigte

Der Faktor Leiharbeit ist in der Regression von herausragender Bedeutung. Der entsprechende Koeffizient ist mit Abstand höher als die aller anderen Faktoren; teilzeitbeschäftigt zu sein erhöht die Wahrscheinlichkeit, in die Kategorie GeringverdienerIn zu fallen, um den Faktor 20 (siehe Tabelle 10). Gleichzeitig ist die Vorhersagepräzision des Modells das sowohl Demografie als auch Beschäftigungsverhältnisse berücksichtigt, deutlich besser.

Um einen besseren Einblick in die Dynamiken zu erhalten, die zu Geringverdienst bei Vollzeitbeschäftigung führen, beschränke ich daher für eine separate, ergänzende Analyse den Datensatz auf Vollzeitbeschäftigte (über 35 Wochenstunden). Der Anteil der GeringverdienerInnen unter diesen ist sehr gering und liegt in der Mikrozensus-Stichprobe bei 5%, verglichen mit 12% in der Gesamtstichprobe.

Tabelle 14 zeigt die Regressionsergebnisse (Mittelwert, Standardabweichung des geschätzten Parameters sowie 95% *credibility interval* sowie *odds ratio*) unter Vollzeitbeschäftigten unter Verwendung desselben Modells dass in Abschnitt 4.1 definiert wird.

Die *odds ratio* des Achsenabschnittsterm in der ersten Zeile zeigt die sehr niedrige Chance, als Vollzeitangestellter GeringverdienerIn zu sein. Die Vorzeichen der Koeffizienten sind gleich wie für die Gesamtstichprobe: Die Chancen zur Kategorie GeringverdienerIn zu gehören sind höher für Frauen, Unter-25-Jährige, Mütter, Personen mit Pflichtschule als höchstem formalen Bildungsabschluss sowie in atypischen Beschäftigungsverhältnissen. Sie sind niedriger für MigrantInnen sowie für Personen mit Kindern.

Die Ausprägung der Koeffizienten, zu finden in Tabelle 13, unterscheidet sich jedoch recht deutlich von denen der Gesamtstichprobe. Die Anfälligkeit von Frauen ist substantiell höher, ebenso wie die von Personen mit höchstens Pflichtschulabschluss und befristet Beschäftigten. Der Effekt für Mütter und LeiharbeiterInnen wird etwas kleiner. Zusammengefasst gelten die Schlussfolgerungen aus der Gesamtstichprobe aber auch, wenn der Datensatz auf Vollzeitbeschäftigte beschränkt wird. Der Effekt von Teilzeitarbeit ist groß, verzerrt jedoch die übrigen Ergebnisse nicht.

Tabelle 13: Regressionsergebnisse, nur Vollzeit

	Mittel	S.D.	2,5%	97,5%	OR
	-4,37	0,01	-4,39	-4,35	0,01
Weiblich	0,24	0,01	0,23	0,26	1,28
Migration	-0,35	0,01	-0,37	-0,34	0,70
Unter 25	1,70	0,01	1,68	1,72	5,47
Eltern	-0,34	0,01	-0,37	-0,32	0,71
Mütter	0,22	0,02	0,18	0,26	1,24
Pflichtschule	1,67	0,01	1,66	1,69	5,33
Leiharbeit	0,04	0,02	0,00	0,08	1,04
Befristet	1,97	0,01	1,96	1,99	7,20

Die Vorhersagepräzision ist in Tabelle 14 angegeben. Sie verbessert sich im Vergleich mit dem vollständigen Modell nur marginal und weist geringere relative Abweichungen der Vorhersage von den beobachteten Anteilen für den Anteil an der Gesamtbevölkerung, befristet Beschäftigte, MigrantInnen, Unter-25-Jährige und Personen, die höchstens die Pflichtschule abgeschlossen haben auf. Für Leiharbeit, Eltern und Mütter ist die Vorhersagepräzision deutlich schlechter. Auch hier ist der zentrale Mehrwert des auf Vollzeitbeschäftigte beschränkten Modells die Erkenntnis,

dass die empirischen Ergebnisse auch halten, wenn der Faktor Teilzeit eliminiert wird.

Tabelle 14: Posteriore Präzision, Geringverdienende nach Gruppen, nur Vollzeit

	Vorhersage	Beobachtung	Abweichung
%	3,78%	5,05%	−25,13%
Weiblich	3,83%	6,18%	−37,98%
Leiharbeit	0,52%	4,94%	−89,42%
Befristet	40,88%	36,75%	11,22%
Migration	3,81%	4,70%	−18,98%
Unter 25	26,98%	25,71%	4,93%
Eltern	0,03%	1,51%	−97,97%
Mütter	0,07%	2,39%	−97,22%
Pflichtschule	30,85%	26,27%	17,45%

5. Zusammenfassung

GeringverdienerInnen, also Menschen die ein Erwerbseinkommen unter der Steuergrenze erzielen, machen eine relevante Minderheit in der österreichischen Bevölkerung aus. Unter Personen, die sich selbst als vorwiegend erwerbstätig bezeichnen, ist der Geringverdienst ein Ausnahmezustand. Er lässt sich dementsprechend auf Ausnahmesituationen – Marginalisierung am Arbeitsmarkt oder atypische Beschäftigung – zurückführen.

Zugleich ist es aber so, dass diese Ausnahmesituationen immer größere Teile der Erwerbsbevölkerung betreffen. Sie bleiben zwar atypisch, werden aber immer normaler. In der Literatur wird das sowohl auf die zunehmende Deregulierung des Arbeitsmarktes sowie die steigende Arbeitsmarktpartizipation von Frauen und MigrantInnen zurückgeführt.

Schon eine einfache deskriptive Betrachtung der Daten aus dem Mikrozensus 2016 deutet auf die vorwiegend betroffenen Gruppen hin. Das sind Frauen, junge Menschen, Eltern und vor allem Mütter und Personen, deren höchster Bildungsabschluss die Pflichtschule ist. Ebenfalls erhöht sind die Anteile unter LeiharbeiterInnen, befristet bzw. in Teilzeit beschäftigten Personen.

Ein bayesianisches Logit-Modell schätzt den Einfluss der einzelnen Faktoren auf den Geringverdienst. Unter ausschließlicher Betrachtung der demografischen Faktoren gilt: Frau zu sein, erhöht das Risiko zum Geringverdienst um 66%, für Unter-25-Jährige und Personen mit maximal Pflichtschulabschluss verdreifacht es sich fast. Vorwiegend erwerbstätige

Mütter schließlich haben ein mehr als fünffach erhöhtes Risiko, Geringverdienerinnen zu sein.

Werden die arbeitsmarktstrukturellen Faktoren Teilzeit, Befristung und Leiharbeit in das Modell integriert, ergibt sich eine Verringerung der Betroffenheit für Frauen und Mütter, aber eine Erhöhung der Anfälligkeit von Unter-25-Jährigen. Gleichzeitig ist die Vorhersagekraft dieser kombinierten Regression mit demografischen und strukturellen Koeffizienten deutlich höher als die Modelle, die nur eine Koeffizientengruppe mit einbeziehen. Das legt nahe, dass die Anfälligkeit dieser Gruppen für Geringverdienst vor allem über nachteilige, atypische Beschäftigungsverhältnisse schlagend wird. Dass die Anfälligkeit von Unter-25-Jährigen im kombinierten Modell steigt, deutet wiederum an, dass deren Anfälligkeit für geringes Einkommen auch bei typischen Beschäftigungsverhältnissen deutlich höher ist.

Zusammengefasst ist Geringverdienst ein vielschichtiges Problem das aber klar abgrenzbare Personengruppen betrifft. Diese Gruppen fallen aus unterschiedlichen Gründen – zum Beispiel Betreuungspflichten oder atypischen Arbeitsverträgen – aus der Norm des einkommenssteuerpflichtigen Verdienstes heraus. Um das Phänomen zurückzudrängen wird es entscheidend sein, diese Menschen wieder unter den Schutz gesetzlicher Regulierung und kollektiver Verhandlungsmacht zu nehmen.

Potentiell entscheidende Maßnahmen können der Ausbau staatlicher Leistungen, zum Beispiel in der Betreuung von Kindern und pflegebedürftigen Erwachsenen, bessere Vereinbarkeit von Weiterbildung und Berufstätigkeit, und weitere gesetzliche Beschränkungen von Leiharbeit und befristeten Verträgen sein. Weiters wäre es wünschenswert, wenn der Ausnahmefall Geringverdienst eine stärkere Bedeutung in der Arbeit von Gewerkschaften und Interessensvertretungen einnehmen würde, die für die Lohnsetzung in Österreich zentral sind.

Anmerkungen

- ¹ In Österreich sind seit der Steuerreform 2015/16 ein Jahresgehalt von € 11.000 einkommenssteuerfrei, wobei sich der Freibetrag ohne sonstige Bezüge im Sinne des Einkommenssteuergesetz (§ 67 EStG) berechnet. Das 13. und 14. Zusatzgehalt sind solche sonstigen Bezüge die zum Berechnen der Steuerfreigrenze addiert werden müssen, womit sich $14 \cdot 1.050 = 14.700$ ergibt.
- ² Ich ziehe hier die Beantwortung sowohl der Frage L1 im Mikrozensus 2016, „Wenn Sie sich selber zuordnen: Welcher der folgenden Gruppen würden Sie sich vorwiegend zurechnen?“ mit „Erwerbstätig (auch Lehrling)“ als auch der Frage D2, „Welche berufliche Stellung haben Sie?“ mit „Angestellte(r)“, „Arbeiter(in)“, „Beamte(r)“ oder „Vertragsbedienstete(r)“ heran.
- ³ Leitner (2001) 9f.
- ⁴ Fink (2000) 403f; Tálos (1999); Nienhüser (2014) 233ff.
- ⁵ Knittler (2015) 245.
- ⁶ Mayerhuber und Rocha Akis (2015) 6.

- ⁷ Noll, Weick (2005).
- ⁸ Knittler (2015).
- ⁹ Riesenfelder, Schelepa, Matt (2011).
- ¹⁰ Leitner (2001) 14.
- ¹¹ Ebendort 3.
- ¹² Mayerhuber und Rocha-Akis (2015).
- ¹³ Schlager (2014).
- ¹⁴ Boeri (2012).
- ¹⁵ Koeniger, Leonardi, Nunziata (2007).
- ¹⁶ Diese Beschäftigungsverhältnisse bleiben dennoch atypisch in dem Sinne, dass sie von den Beschäftigungsformen abweichen auf die relevante legale und sozialstaatliche Systeme zugeschnitten sind.
- ¹⁷ Knittler (2015) 247.
- ¹⁸ Baierl, Gumprecht und Gumprecht (2011) 597.
- ¹⁹ Weil für imputierte Zensusantworten die Varianz anders gerechnet werden muss (vgl. Rubin (1987) 19), stellt die Statistik Austria entsprechende Standardfehlertabellen zur Verfügung.
- ²⁰ Statistik Austria (2016) 63.
- ²¹ Frage D15: „Warum arbeiten Sie Teilzeit?“
- ²² Carpenter et al. (2017).
- ²³ Gelman (2006)
- ²⁴ *Bayesian Credibility Intervals* sind ein von frequentistischen Konfidenzintervallen unterschiedliches Modell. Sie zählen den unteren und oberen Wert des kürzesten Intervalls auf, in dem sich zum Beispiel 95% der gezogenen Parameterwerte befinden. Sie sind daher nicht generell symmetrisch und beinhalten mehr Informationen über eine „glaubhafte“ Bandbreite der geschätzten Parameter; vgl. Greenberg (2008) 31.

Literatur

- Baierl, Andreas; Gumprecht, Daniela; Gumprecht, Nicole, Monatliches Nettoeinkommen im Mikrozensus-Konzept, in: Statistische Nachrichten 7 (2011) 596-612.
- Boeri, Tito, Setting the minimum wage, in: Labour Economics 19/3 (2012) 281-290.
- Carpenter, Bob; et al., Stan: A probabilistic programming language, in: Journal of Statistical Software 76/1 (2017).
- Fink, Marcel, Atypische Beschäftigung und deren politische Steuerung im internationalen Vergleich, in: Österreichische Zeitschrift für Politikwissenschaft 29/4 (2000) 401-415.
- Fritsch, Nina-Sophie; Teitzer, Roland; Verwiebe, Roland, Arbeitsmarktflexibilisierung und wachsende Niedriglohnbeschäftigung in Österreich, in: Österreichische Zeitschrift für Soziologie 39/2 (2014) 91-110.
- Gelman, Andrew, Prior distributions for variance parameters in hierarchical models (comment on article by Browne and Draper), in: Bayesian analysis 1.3 (2006) 515-534.
- Greenberg, Edward, Introduction to Bayesian econometrics (Cambridge 2008).
- Knittler, Käthe, „Working Poor“ und geschlechtsspezifische Einkommensunterschiede - eine Annäherung in Zahlen für Österreich und Wien, in: Wirtschaft und Gesellschaft 41/2 (2015) 235-256.
- Koeniger, Winfried; Leonardi, Marco; Nunziata, Luca, Labor market institutions and wage inequality, in: ILR Review 60/3 (2007) 340-356.
- Leitner, Andrea, Frauenberufe - Männerberufe: Zur Persistenz geschlechtshierarchischer Arbeitsmarktsegregation (Institut für Höhere Studien, Wien 2001).

- Mayrhuber, Chistine; Rocha-Akis, Silvia, Niedriglohnbeschäftigung und Sozialabgaben (Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung, Wien 2015).
- Nienhüser, Werner, Arbeit - Macht - Politik. Machtverschiebungen in den Arbeitsbeziehungen, deren Folgen, und was man tun kann, in: Vedder, Günther; et al. (Hrsg.), Befristete Beziehungen: Menschengerechte Gestaltung von Arbeit in Zeiten der Unverbindlichkeit, Bd 4. (Augsburg 2014).
- Noll, Heinz-Herbert; Weick, Stefan, Relative Armut und Konzentration der Einkommen deutlich gestiegen: Indikatoren und Analysen zur Entwicklung der Ungleichheit von Einkommen und Ausgaben, in: Informationsdienst Soziale Indikatoren 33 (2005) 1-6.
- Riesenfelder, Andreas; Schelepa, Susanne; Matt, Ina, Working Poor in Wien. Bestandsaufnahme von SozialhilfebezieherInnen mit parallelem Erwerbseinkommen (Wien 2011).
- Rubin, Donald B., Multiple Imputation for Non-Response in Surveys (Hoboken, NJ, 1987).
- Schlager, Christa, Soziale Ungleichheit und Armut aus Geschlechterperspektive, in: Dimmel, Nikolaus; et al. (Hrsg.), Handbuch Armut in Österreich (Wien 2014).
- Statistik Austria, Mikrozensus. Erläuterungen (Wien 2016).
- Tálos, Emmerich, Atypische Beschäftigung: Internationale Trends und sozialstaatliche Regelungen (Wien 1999).
- Verwiebe, Roland; Fritsch, Nina-Sophie, Working poor: trotz Einkommen kein Auskommen; Trend- und Strukturanalysen für Österreich im europäischen Kontext, in: SWS-Rundschau 51/1 (2011) 5-23.

Appendix 1:

Frequentistisches Verallgemeinertes Lineares Modell (GLM)

Zum Vergleich stehen in Tabelle A1.1 die Ergebnisse von drei Regression, die mit der üblichen frequentistischen GLM auf *Maximum-Likelihood*-Basis geschätzt wurden. Während die Koeffizienten sich teilweise von denen in Tabelle 9 unterscheiden, sind die Vorzeichen und das Verhältnis der Schätzer untereinander dieselben. Der Einsatz der bayesianischen Methode führt also nicht zu qualitativ anderen Ergebnissen.

Das frequentistische Modell kommt im Aufsatz aus zwei Gründen nicht zur Anwendung. Zum einen lässt ein reiner ML-Schätzer die Formulierung von bereits bestehendem Wissen in prioren Verteilungen nicht zu und stützt sich stattdessen auf die bekannten Annahmen: lineare Beziehung zwischen der beobachteten Variable und der logarithmierten *Odd's Ratio*, keine Extremwerte sowie keine Multikollinearität. Während ein Bruch dieser Annahmen zwar zu Berechnungsschwierigkeiten in einem hybriden Monte-Carlo-Algorithmus führen kann, ist die Validität des Schätzers nicht von ihnen abhängig. Weiters ist der bayesianische HMC-Schätzer universeller einzusetzen als die spezifischen frequentistischen Schätzer, was die Methode im Ganzen flexibler, aber auch robuster gegen Veränderungen in der Datenstruktur macht.

Tabelle A1: Regressionsergebnisse Logit-Modell geschätzt als General Linear Model

	(1)		(2)		(3)	
	Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error
	−2,9153	0,0403	−3,5717	0,0271	−3,9114	0,0509
Weiblich	0,6172	0,0342			−0,0396	0,0405
Migration	−0,2642	0,0307			−0,4263	0,0340
Unter 25	1,5032	0,0338			1,7911	0,0457
Eltern	−0,9582	0,0617			−0,5357	0,0676
Mütter	1,9901	0,0669			0,8372	0,0735
Pflichtschule	1,4579	0,0290			1,3590	0,0338
Teilzeit			2,6423	0,0308	2,9533	0,0406
Leiharbeit			0,2173	0,0927	0,0438	0,0978
Befristet			2,6729	0,0380	1,5293	0,0424

Zusammenfassung

Erwerbseinkommen unter der Steuergrenze sind eine Ausnahme. Der Anteil der GeringverdienerInnen in Österreich ist aber nicht unerheblich: Ein Viertel aller Personen mit Erwerbseinkommen und 12% aller unselbstständig Erwerbstätigen fallen in diese Gruppe.

Die umfassende Literatur zum Thema ist sich einig, dass Geringverdienst ein Ausnahmezustand ist, der sich auf atypische Beschäftigungsverhältnisse und demografische Faktoren zurückführen lässt.

Auf Basis des Mikrozensus 2016 berechne ich den Einfluss demografischer Faktoren und der Beschäftigungsformen auf die Anfälligkeit für Geringverdienst. Ich komme zum Schluss, dass Geringverdienst in Österreich eher Frauen und Junge, Erwerbstätige mit niedriger formaler Bildung, solche mit Betreuungspflichten, Teilzeitbeschäftigte und befristet Beschäftigte betrifft.

Abstract

Wage income lower than the minimum threshold for taxation is an exception. However, the share of low-income earners in Austria is substantial: A quarter of all wage earners and 12% of all employees.

The extensive literature on the subject agrees that low income is an exceptional situation that can be traced to atypical employment and demographic factors.

Based on the 2016 micro-census, I estimate the impact of both demographic and labor relations-factors on low-income susceptibility. I conclude that low income in Austria is more likely to affect women and young people, workers with lower formal education, those with care responsibilities, part-time employees and temporary workers.

Key words: Geringverdienst, working poor, atypische Beschäftigung, bayesianisch.

JEL codes: C11: Bayesian Analysis: General; C31: Cross-Sectional Models o Spatial Models o Treatment Effect Models o Quantile Regressions o Social Interaction Models; I32: Measurement and Analysis of Poverty; J01: Labor Economics: General; J30: General (J3: Wages, Compensation, and Labor Costs).