

Modellbasierte Schätzung von Armutsgefährdung in den Bundesländern

Matthias Till, Johannes Klotz, Bernhard Meindl
Statistik Austria, Wien

Abstract: Poverty estimates for Austria and the European Union are based on EU-SILC, a yearly conducted household survey. The direct (design-based) estimator provides reliable estimates on national level, but can perform poorly for regions and sub-populations. We discuss and apply alternative (model-based) estimation for Austria on NUTS-2 level (Bundesländer). Using variables that are available in both the labor force survey (LFS) as well as EU-SILC, a social stratification model is constructed by labor force participation and other household characteristics. Parameter estimates for poverty risks are obtained with the EU-SILC data by a logistic regression model and the predicted values then applied to the larger LFS sample.

Zusammenfassung: Die Armutsberichterstattung in Österreich und der Europäischen Union beruht auf Ergebnissen von EU-SILC, einer jährlich durchgeführten Haushaltserhebung. Die Situation besonders exponierter Bevölkerungsgruppen sowie die regionale Verteilung von Armutsgefährdung kann bei Anwendung klassischer, direkter Schätzung aus den Erhebungsdaten häufig nur ungenau beschrieben werden. Dieser Beitrag diskutiert die Relevanz alternativer Modellschätzer anhand kleinräumiger Ergebnisse für österreichische Bundesländer. Zunächst wird anhand von in der Arbeitskräfteerhebung verfügbaren Merkmalen zur Erwerbstätigkeit und Haushaltssituation ein soziales Schichtungsmodell formuliert. Unter Verwendung der EU-SILC-Daten werden die spezifischen Gefährdungswahrscheinlichkeiten mittels logistischer Regression bestimmt und anschließend auf die in der Arbeitskräfteerhebung gewährleistete genauere Abbildung der Grundgesamtheit projiziert.

Keywords: Armutsgefährdung, Small Area Estimation, Bundesländer.

1 EU-SILC: Grundlage für eine europäische Sozialpolitik und die nationale Berichterstattung

Die Grundlage für eine regelmäßige Berichterstattung über Armut in Österreich wurde erst durch die Anforderungen für eine Sozialpolitik der Europäischen Union geschaffen. Im Rahmen der offenen Methode der Koordinierung (OMK) haben sich die Mitgliedsstaaten zu gemeinsamen Zielsetzungen verpflichtet, entscheiden schließlich aber selbst über die konkreten Strategien und Maßnahmen in ihrem Land. Damit die Verwirklichung von Zielen anhand von Indikatoren objektiv messbar wird, haben die Abgeordneten des europäischen Parlaments und die Regierungschefs eine gemeinsame Verordnung

(1177/2003) erlassen. Sie verpflichtet alle Mitgliedsstaaten dazu, Statistiken zu Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) zu erstellen.

Seit dem Jahr 2005 muss EU-SILC in allen EU-Mitgliedsstaaten jährlich durchgeführt werden. In Österreich wurde mit der EU-SILC-Erhebung bereits 2003 begonnen, um die mit dem EU-Beitritt begonnene Berichterstattung auf Basis des Europäischen Haushaltspanels (1995-2001) fortsetzen zu können (vgl. Bauer i.d.H.).

Im Jahr 2008 wurde von Statistik Austria im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit, Soziales und Konsumentenschutz (BMAK) erstmals ein nationaler Katalog mit 18 Indikatoren entwickelt, der das Monitoring der spezifischen nationalen Strategien für soziale Eingliederung unterstützen soll (Till et al. 2009). Auch dabei spielen EU-SILC-Indikatoren eine wichtige Rolle. Die nachfolgend beschriebenen Probleme der kleinräumigen Darstellung von Armutsgefährdungsquoten gelten daher für eine Vielzahl von sozialpolitisch relevanten Indikatoren.

Während die europäische Berichterstattung vor allem an den Kenngrößen auf Ebene der Mitgliedsstaaten interessiert ist, müssen nationale Strategien besonders die geographische Verteilung von Gefährdungslagen sowie Unterschiede zwischen Bevölkerungsgruppen berücksichtigen. Beispiel ist etwa die sehr heterogen zusammengesetzte Gruppe der Ein-Eltern-Haushalte. Ihre finanzielle Situation wird maßgeblich von regionalen Faktoren bestimmt, weil beispielsweise Sozialhilfeleistungen und Kinderbetreuung in der Kompetenz der Bundesländer liegen und andererseits die Beschäftigungsmöglichkeiten stark vom regionalen Arbeitsmarkt abhängen. Über die regionalen Rahmenbedingungen hinaus spielt es eine Rolle, ob regelmäßige Untererhaltszahlungen bezogen werden, oder ob eventuell eine gemeinsame Obsorge bzw. familiäre Unterstützung vorliegt. Die daraus resultierenden Fragestellungen beziehen sich stets auf kleine Bevölkerungsgruppen (*small domains*) und geographische Gebiete (*small areas*). Technisch gesehen stellen beide ein Problem der "kleinräumigen Schätzung" dar, für die in der Regel keine oder nur sehr ungenaue Stichprobenergebnisse verfügbar sind.

Anhand der Frage nach der Schätzung von Armutsgefährdungsquoten für die österreichischen Bundesländer wird deshalb in diesem Beitrag erörtert, wie kleinräumige Schätzverfahren (*Small Area Estimation*) dazu beitragen können, den Aussagewert von Erhebungsergebnissen aus EU-SILC zu steigern. Bundesländer dienen dabei zu Illustrationszwecken, das beschriebene Verfahren ist aber grundsätzlich auf beliebige Teilpopulationen anwendbar.

2 Direkte Schätzung der Armutsgefährdungsquote aus regionalen Stichprobenergebnissen

Eine Schätzung der Armutsgefährdungsquote kann zunächst für jedes Bundesland aus der resultierenden regionalen Teilstichprobe direkt hochgerechnet werden. Die Schwankungsbreiten liegen für die Bundesländer allerdings deutlich höher als auf nationaler Ebene. Bei einem 95%-Vertrauensintervall beträgt die aus den Jahresergebnissen 2008 geschätzte Schwankungsbreite für die Schätzung der Armutsgefährdungsquote etwa plusminus einen Prozentpunkt. Am geringsten ist sie in Oberösterreich mit rund 2,1 Prozentpunkten, während Vorarlberg mit 5,5 Prozentpunkten die bei weitem höchste Schwankungsbreite aufweist.

Auf Grund dieser Schwankungsbreiten ist davon auszugehen, dass bei der Designschätzung die Disparität zwischen den Regionen überschätzt wird (vgl. Verma et al. 2005, S. 170). Zu beobachten sind auch starke Schwankungen der Schätzungen zwischen den Jahren. Eine genaue Rangreihe der regionalen Gefährdungsrisiken ist auf Grundlage der jährlich publizierten Bundesländerergebnisse deshalb nicht möglich. Eine bessere Annäherung an regionale Disparitäten liefert die durchschnittliche Armutsgefährdungsquote in einem dreijährigen Beobachtungszeitraum. Sie liegt zwischen 9,5% in Oberösterreich und 17,2% in Wien.

Tabelle 1: Schwankungsbreiten der Armutsgefährdungsquote in den Bundesländern

	Armutsgefährdungsquote		befragte Haushalte 2008
	Schwankungsbreite 2008	Durchschnittl. Quote 2006-2008	
Österreich	1,0	12,3	5.711
Oberösterreich	2,1	9,5	1.075
Niederösterreich	2,1	11,2	1.112
Wien	2,7	17,2	1.069
Steiermark	2,8	12,4	753
Kärnten	3,1	11,8	437
Salzburg	3,2	9,9	377
Tirol	3,3	10,6	448
Burgenland	4,6	13,0	205
Vorarlberg	5,5	13,5	235

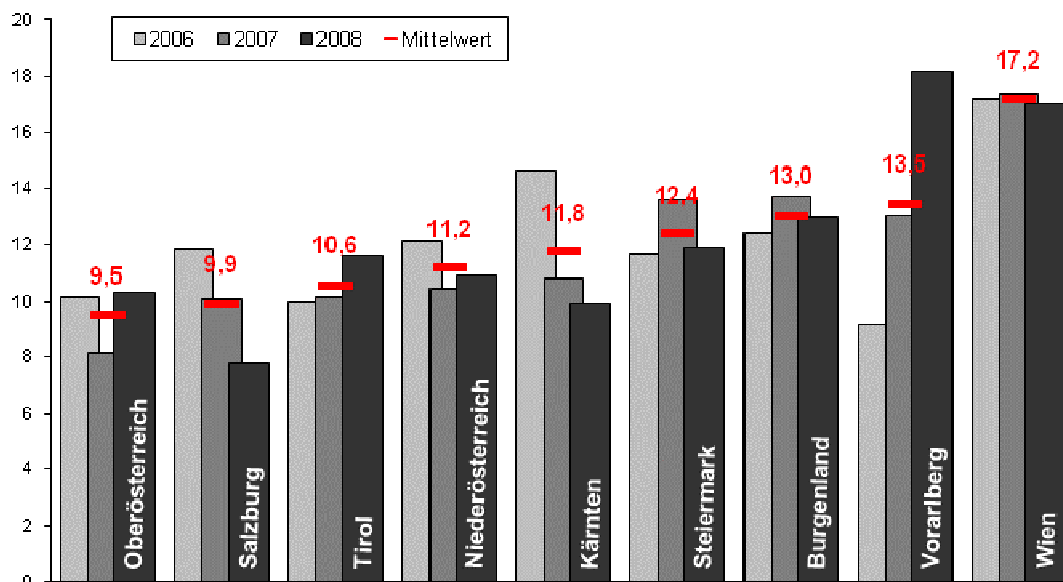
Q: Statistik Austria EU-SILC 2006-2008

Die unterschiedlichen Schwankungsbreiten spiegeln vor allem die Größe der Stichprobe für die jeweiligen Bundesländer wider. Das Stichprobendesign von EU-SILC sieht derzeit eine proportionale Aufteilung der Adressen auf die Bundesländer vor. Bei der zuletzt durchgeführten Erhebung (2008) wurden zwischen 205 Haushalten im Burgenland und 1.112 Haushalten in Niederösterreich erfolgreich befragt. Aufgrund unterschiedlicher Ausschöpfungsquoten weicht die regionale Verteilung der befragten Haushalte etwas von einer proportionalen Allokation ab. Dies zeigt sich besonders daran, dass zwar 23% der österreichischen Privathaushalte auf Wien entfallen, in EU-SILC dieser Anteil aber nur 19% beträgt.¹ Tendenziell begünstigt diese Abweichung die kleineren Bundesländer und ermöglicht daher eine genauere Schätzung von Regionalergebnissen als bei einer gleichmäßigen Aufteilung. Eine gleichmäßigere Stichprobenaufteilung auf die Bundesländer würde zu Genauigkeitsverlusten auf nationaler Ebene führen. Nur eine massive Erhöhung des Stichprobenumfanges könnte die Genauigkeit der direkten Schätzungen für die Bundesländer deutlich verbessern. Tatsächlich müssten aber die Regionalstichproben jeweils annähernd gleich groß sein wie die derzeitige nationale Stichprobe, um eine Schätzung der Armutsgefährdungsquote in den Bundesländern auf plusminus 1 Prozentpunkt zu gewährleisten. Aus Kostengründen und insbesondere in Hinblick auf Respondentenbelastung und die Erhebungskapazität der Statistik Austria

¹ Die Hochrechnung von EU-SILC erfolgt gebunden an wichtige Bevölkerungseckzahlen. Die Anteile für Wien werden daher entsprechend höher gewichtet.

ist aus heutiger Sicht eine Verbesserung direkter regionaler Schätzungen aus EU-SILC durch Stichprobenerhöhungen unrealistisch.

Eine alternative Strategie zur Verbesserung direkter Schätzer besteht darin, die bereits bestehende Mikrozensusstichprobe um Merkmale für die Armutsberichterstattung zu erweitern. Genau das ist der Gegenstand einer Initiative, die bereits im Jahr 2007 von den Bundesländern ergriffen wurde. Eine detaillierte Einkommensbefragung ist durch die gültige nationale Rechtsgrundlage für den Mikrozensus² nicht vorgesehen. Praktisch wäre eine solche Erhebung auch zu kostspielig und belastend für die Befragten. Bisher gibt es kaum Erfahrungen, ob Verwaltungsdaten für eine Armutsberichterstattung tatsächlich eine brauchbare Grundlage darstellen können. Sicher ist aber, dass gerade Personen mit geringen Einkommen häufig auf Sozialleistungen der Bundesländer angewiesen sind. Eine brauchbare Statistik muss daher auch diese Daten einbeziehen. Nicht alle Bundesländer sind aber derzeit in der Lage, die benötigten Daten zur Sozialhilfe oder der Wohnbeihilfe an die Statistik Austria zu übermitteln. Mit einer Umsetzung einer verwaltungsdatenbasierten Armutsberichterstattung für die Bundesländer ist frühestens mit der Einführung der bedarfsorientierten Mindestsicherung zu rechnen.



Q: Statistik Austria EU-SILC 2006-2008

Abbildung 1: Armutsgefährdungsquoten in den Bundesländern 2006- 2008

3 Alternative Verfahren zur kleinräumigen Schätzung

Verbesserungen der regionalen Schätzergebnisse sind durch Designänderungen nur sehr eingeschränkt erzielbar. Eine einfache und sehr effektive Verbesserung der Schätzung besteht darin, Durchschnitte aus den kleinräumigen, direkten Schätzungen über einen längeren Beobachtungszeitraum zu bilden (vgl. Statistik Austria 2009, S. 31). Dieses

²Erwerbs- und Wohnungsverordnungsverordnung, BGBl. II Nr. 549/2003.

Verfahren unterstellt lediglich, dass über den Beobachtungszeitraum keine erheblichen Verschiebungen stattgefunden haben und wird durch die Beobachtung gestützt, dass auf nationaler Ebene nur minimale Verschiebungen in der Armutsgefährdungsquote registriert werden. Selbstverständlich kann die Durchschnittsbildung auch auf Schätzungen für andere Bevölkerungsgruppen, etwa Ein-Eltern-Haushalte, übertragen werden, um zuverlässigere Ergebnisse zu erhalten.

In den letzten Jahren sind Verfahren aus dem Bereich der *Small Area Estimation* (vgl. Särndal et al. 1992: Kap. 10.8, Rao 2003, Longford 2005) verstärkt ins Blickfeld der Forschung geraten. Besonders im Bereich von Indikatoren zur Armutsgefährdung und sozialen Eingliederung sind Alternativen zur direkten Schätzung kleinräumiger Ergebnisse zunehmend populär (Verma et al. 2005, Veijanen und Lehtonen 2008). Für die sogenannten Laeken-Indikatoren zur Sozialen Eingliederung ist auch insbesondere das im siebenten Forschungsrahmenprogramm unter Beteiligung von Statistik Austria durchgeführte AMELI-Projekt zu erwähnen (Templ 2009).³

Bei Verfahren der *Small Area Estimation* werden direkte Schätzer durch statistische Modelle unterstützt, ersetzt oder modifiziert. Grundsätzlich können drei Arten von kleinräumigen Schätzern unterschieden werden: Direkte (designbasierte) Schätzer, modellbasierte (synthetische) Schätzer und kombinierte Schätzer. Im Allgemeinen besitzen modellbasierte Schätzer gegenüber direkten Schätzern den Vorzug geringerer Stichprobenvarianz, sind aber zumeist nicht erwartungstreu. Um einen möglichst unverzerrten und präzisen Schätzer zu erhalten, wird deshalb in der Literatur oft ein gewichteter Durchschnitt von designbasierten und modellbasierten Schätzern empfohlen. Diese Schätzer werden häufig auch als EBULB (*Empirical Best Unbiased Linear Estimator*) bezeichnet. Solche kombinierten Schätzer sind allerdings methodisch relativ anspruchsvoll und in der praktischen Anwendung im Rahmen einer amtlichen Sozialstatistik oft nur schwer vermittelbar. Voraussetzung für einen brauchbaren *Small Area Estimator* – synthetisch oder kombiniert – ist jedenfalls ein geeignetes statistisches Modell zur Beschreibung des interessierenden Ereignisses. Deshalb fokussiert dieser Beitrag vor allem auf die Möglichkeit, modellbasierte Schätzer für Armutsgefährdung zu entwickeln.

Verfahren zur modellbasierten Schätzung können danach unterschieden werden, ob Maßzahlen auf Aggregatsebene (*area level*, z.B. für Politische Bezirke) oder auf der Ebene der Erhebungseinheiten (*unit level*, z.B. für Haushalte) modelliert werden. Schätzungen auf Aggregatsebene setzen voraus, dass relevante Hilfsinformation auf der jeweiligen Ebene zur Verfügung stehen. Beispielsweise lässt sich die Armutsgefährdungsquote für einen Bezirk durch die Gefährdungsquote des Bundeslandes schätzen und mithilfe von regionalen Indikatoren anpassen. Im einfachsten Fall kann die Quote beispielsweise proportional zur Arbeitslosenquote, die durch AMS-Daten kleinräumig verfügbar ist, angepasst werden. Das Verfahren lässt sich durch Schätzung eines Regressionsmodells mit mehreren Kovariaten, z.B. Sozialhilfebezugsquote, je nach Verfügbarkeit von Daten beliebig erweitern. Da jedoch immer aggregierte Kovariate benötigt werden, ist die Schätzung auf Aggregatsebene nur eingeschränkt für Bevölkerungsgruppen wie etwa Ein-Eltern-Haushalte anwendbar.

Kleinräumige Schätzverfahren auf Ebene der Erhebungseinheiten gehen hingegen von der Verfügbarkeit relevanter Mikrodaten für die jeweilige Grundgesamtheit aus.

³ameli.surveystatistics.net/

Für die Armutsmessung wird dieses Verfahren theoretisch bei Elbers et al. (2003) beschrieben, eine interessante Anwendung bietet Betti (2003).

In der Literatur werden als Quelle von Mikrodaten zumeist Zensus- oder Administrativdaten genannt, dennoch sind modellbasierte Schätzungen natürlich auch unter Verwendung externer Informationen aus Stichprobenerhebungen möglich (vgl. Lohr und Prasad 2001). Technisch unterscheiden sich synthetische Schätzer auf Basis von Sampledaten von "klassischen" *Small Area* Schätzern vor allem dadurch, dass bei Sampledaten auch Gewichtung und Nonresponse zu berücksichtigen sind. Im Vergleich zu Zensus- oder Administrativdaten sind Stichprobeninformationen in der Regel rascher und leichter für Forschungszwecke verfügbar und bieten überdies den Vorteil größerer Flexibilität bei der Harmonisierung zentraler Erhebungsmerkmale. Eine größtmögliche Übereinstimmung in der Definition und Messung von Schlüsselvariablen ist jedenfalls die Grundvoraussetzung für die Verwendung externer Daten. Die Kohärenz wichtiger Schlüsselvariablen in EU-SILC und der Arbeitskräfteerhebung für ausgewählte Länder (Italien, die Niederlande und Österreich) wurde bereits an anderer Stelle diskutiert (Klotz et al. 2009). Im vorliegenden Beitrag wird daher der direkte Schätzer aus EU-SILC 2006 mit einem synthetischen Schätzer unter Verwendung von Daten aus der Arbeitskräfteerhebung (dem "neuen Mikrozensus"; LFS) für das 2. Quartal 2006 für Österreich verglichen.

4 Schätzung spezifischer Wahrscheinlichkeiten für Armutsgefährdung in Österreich

Die Gesellschaftsanalyse von Max Weber und Karl Marx ging davon aus, dass in einer modernen Gesellschaftsordnung Benachteiligung kein Zufallsprodukt ist, sondern mit der Klassenstruktur einer Gesellschaft zusammenhängt (vgl. Wright 2004). Die Theorien des 19. und 20. Jahrhunderts mögen zu kurz greifen, um die vielfältigen Differenzierungen sozialer Lagen hinreichend zu beschreiben. Dass die Lebenschancen aber deutlich von gesellschaftlichen Strukturen geformt werden, lässt sich bereits an den signifikant erhöhten eindimensionalen Gefährdungsrisiken z.B. für Frauen, Kinder, MigrantInnen oder bildungsferne Personen erkennen.

Der Lebensstandard kann somit aufgefasst werden als das Ergebnis einer bestimmten Haushaltssituation, die den gemeinsamen Bedarf und die Erwerbschancen bestimmt. Eine wichtige Rolle spielen auch staatliche Sozialleistungen – besonders Pensionen, aber auch Dienstleistungen, die den Einkommensbedarf bestimmen. Schließlich ist der Lebensstandard deutlich von der Marktposition geprägt. Diese ist wiederum abhängig von der Verfügbarkeit über Kapital, Bildung und Arbeitskraft.

4.1 Statistische Modellierung durch logistische Regression

Zur statistischen Modellierung der Armutsgefährdung eines Haushalts wird ein logistisches Regressionsmodell vorgeschlagen. Dabei wird die Wahrscheinlichkeit p der Ar-

muntsgefährdung als nicht-lineare Kombination erklärender Variablen x_1, \dots, x_q folgendermaßen modelliert:

$$\ln[p/(1-p)] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_q x_q$$

In den EU-SILC-Daten ist pro Haushalt eine dichotome Variable y vorhanden, die anzeigt, ob ein Haushalt armutsgefährdet ist oder nicht. Die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit der Armutsgefährdung eines Haushalts in der Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung (LFS) ergibt sich also durch 1.) Schätzen der β -Parameter aus den EU-SILC-Daten und 2.) Anwendung dieser Parameter auf die konkreten Ausprägungen von x_1, \dots, x_q beim jeweiligen Mikrozensushaushalt. Für den i -ten Haushalt in der Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung ist die modellierte Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit daher

$$\hat{p}_i = \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i1} + \dots) / (1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i1} + \dots))$$

Für die Zahl der armutsgefährdeten Personen in einem Bundesland U lautet somit der direkte Schätzer

$$\sum_{i \in U_{SILC}} w_i s_i y_i$$

und der synthetische Schätzer

$$\sum_{i \in U_{LFS}} w_i s_i \hat{p}_i$$

wobei mit w_i das Hochrechnungsgewicht des jeweiligen Haushalts und mit s_i die Haushaltsgröße (Zahl der Personen im Haushalt) bezeichnet wird. Es bleibt anzumerken, dass die Ergebnisse des direkten und des synthetischen Schätzers im Allgemeinen differieren.

4.2 Bewertung der Güte von Schätzern

Welcher der beiden Schätzer liefert für kleinräumige Einheiten nun "bessere" Ergebnisse? Zur Bewertung der Güte von Schätzern wird üblicherweise der mittlere quadratische Fehler (*mean squared error*, MSE) oder dessen Wurzel (*Root_MSE*) herangezogen. Der Vorteil des MSE ist, dass er sich als Summe von Stichprobenvarianz und quadriertem Bias wie folgt schreiben lässt:

$$\text{MSE} = \text{Varianz} + \text{Bias}^2$$

Somit können die unterschiedlichen Einflüsse von Zuverlässigkeit und Erwartungstreue auf die Güte von Schätzern gut verglichen werden.

Im Allgemeinen ist davon auszugehen, dass die Varianz von synthetischen Schätzern für *Small Areas* geringer ist als die des direkten Schätzers. Dies folgt aus der Tatsache, dass zur Schätzung der Regressionsparameter die gesamte EU-SILC-Stichprobe herangezogen wird und diese Parameter dann pro *Small Area* auf eine Stichprobe deutlich größeren Umfangs übertragen werden.⁴ Im konkreten Anwendungsfall ist die Stichprobe der Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung (LFS) in Österreich etwa 4-mal so groß wie die EU-SILC-Stichprobe, in kleinen Bundesländern ist der Stichprobenumfang

⁴Dieser Vorteil wird offensichtlich, wenn man extrem kleine Subpopulationen betrachtet, die in der EU-SILC Stichprobe gar nicht vertreten sind.

bis zu 8-mal so groß. Die Stichprobenvarianz verringert sich mit dem Stichprobenumfang, sodass der absolute Vorteil von synthetischen Schätzern mit zunehmender Samplegröße kleiner wird.

Die zweite Fehlerquelle sind Verzerrungen. Diese können bei synthetischen Schätzern z.B. durch Modellfehler, durch nicht übereinstimmende Variablendefinitionen zwischen EU-SILC und Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung oder durch unterschiedlich definierte Grundgesamtheiten entstehen. Auch beim direkten Schätzer sind systematische Fehler (etwa durch selektiven, nicht-ausgleichbaren Nonresponse) möglich. Diese systematischen Fehler dürften im Allgemeinen aber geringer sein als bei synthetischen Schätzern. Verzerrungen sind – außer für sehr kleine Stichproben – häufig von der realisierten Stichprobengröße unabhängig. Man muss also davon ausgehen, dass ein mutmaßlicher absoluter Über-Bias von synthetischen Schätzern im Wesentlichen unabhängig von der Stichprobengröße existiert.

Für den MSE ergibt sich daher auf theoretischer Ebene ein interessantes Bild: Bei kleiner Stichprobengröße sollten synthetische Schätzer für *Small Areas* bessere Ergebnisse liefern als der direkte Schätzer, da der Gewinn an statistischer Zuverlässigkeit einen allfälligen Über-Bias von synthetischen Schätzern überwiegt. Für größere Stichproben hingegen sollte der direkte Schätzer besser performen, da der absolute Unterschied der Varianzen geringer ausfällt als die systematische Verzerrung von synthetischen Schätzern.

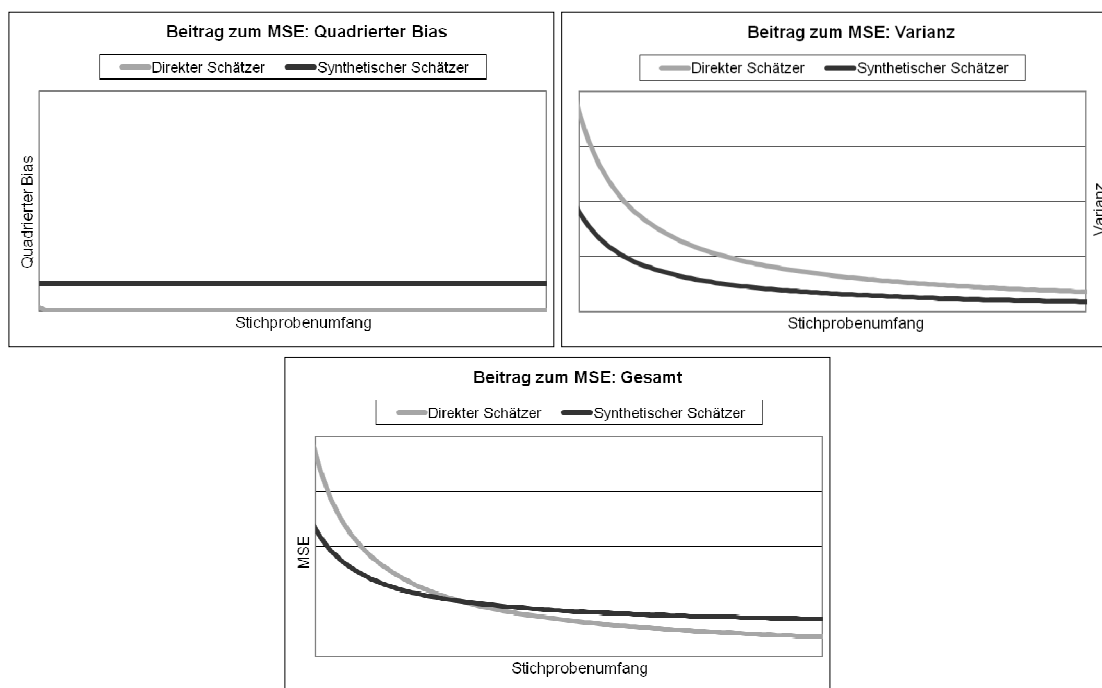


Abbildung 2: Theoretische Zerlegung des mittleren quadratischen Fehlers (MSE)

4.3 Empirische Ergebnisse für die modellbasierte Schätzung der Armutsgefährdung

Als Prädiktoren der Wahrscheinlichkeit von Armutsgefährdung auf Haushaltsebene wurden herangezogen:

- Haushaltstyp (Zahl der Erwachsenen und Kinder)
- Erwerbsbeteiligung des Haushalts⁵
- durchschnittliche Normalarbeitszeit der erwerbstätigen Haushaltsmitglieder
- berufliche Tätigkeit der Haupterwerbsperson
- Merkmale zur Identifikation von Nicht-EU-Herkunft (dichotom)
- Merkmale zur Identifikation geringer Bildung (dichotom)
- Merkmale zur Identifikation geografischer Problemlagen (dichotom)

Bei den Prädiktoren handelt es sich durchwegs um Kombinationen der eigentlichen Zielvariablen in EU-SILC und Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung. Das Modell berücksichtigt nur Haupteffekte und keine Interaktionen. Die Schätzung der Parameter sowie alle weiterführenden Berechnungen wurden in SAS, Version 9.1, durchgeführt.

4.3.1 Parameterschätzer

Als soziale Lagen, die das Risiko der Armutsgefährdung signifikant erhöhen, können insbesondere identifiziert werden:

- drei oder mehr Kinder im Haushalt
- fehlende Erwerbsbeteiligung auf Grund von Arbeitslosigkeit
- Teilzeitbeschäftigung,
- Staatsbürgerschaft oder Geburtsland außerhalb der EU
- geringe Bildung

Besonders dämpfend auf das Armutsgefährdungsrisiko wirken dagegen mehrere Erwerbstätige im Haushalt sowie eine Beschäftigung im öffentlichen Dienst oder in gehobenen Tätigkeiten. Diese Ergebnisse stimmen im Allgemeinen sehr gut mit den beobachteten univariaten Quoten der Armutsgefährdung überein.

⁵Die Definition von Erwerbstätigkeit in der Arbeitskräfteerhebung und bei EU-SILC unterscheidet sich geringfügig.

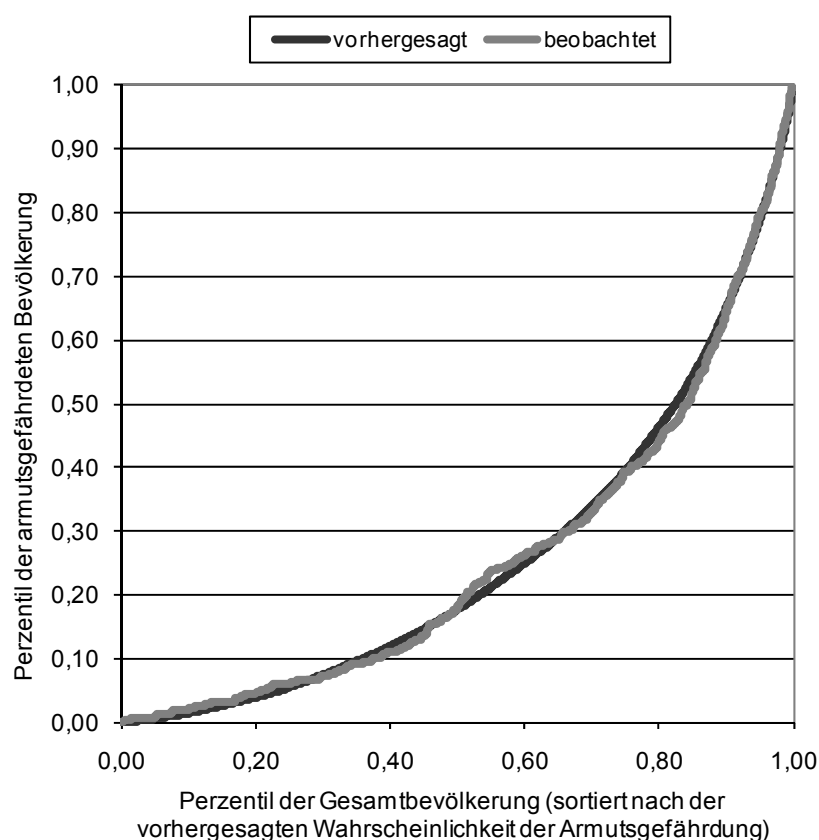
Tabelle 2: Parameterschätzer im logistischen Regressionsmodell

	ML-Schätzer		Odds-Ratio-Schätzer	
	Wert	Standard- fehler	Wert	95%-K.I. von bis
Haushaltstyp				
1 erwachsener Mann	0,28	(0,17)	1,32	(0,94 - 1,86)
1 erwachsene Frau	0,72	(0,14)	2,06	(1,57 - 2,70)
2 oder mehr Erwachsene, keine Kinder	Referenzkategorie			
1 erwachsene Person mit Kind(ern)	0,66	(0,19)	1,94	(1,32 - 2,84)
2 oder mehr Erwachsene, 1-2 Kinder	0,48	(0,12)	1,62	(1,28 - 2,05)
2 oder mehr Erwachsene, 3 oder mehr Kinder	0,92	(0,16)	2,51	(1,83 - 3,44)
Erwerbsbeteiligung des Haushalts				
Keine erwerbstätige Person, alle über 60 Jahre	0,05	(0,15)	1,05	(0,78 - 1,41)
Keine Erwerbstätigen, mind. 1 Person arbeitslos	1,41	(0,21)	4,08	(2,70 - 6,15)
Keine Erwerbstätigen, niemand arbeitslos	0,84	(0,17)	2,32	(1,67 - 3,23)
1 erwerbstätige Person	Referenzkategorie			
2 oder mehr erwerbstätige Personen	-0,99	(0,12)	0,37	(0,30 - 0,47)
Ø Normalarbeitszeit der erwerbstätigen Haushaltsmitglieder in ihrer Haupttätigkeit				
30 Stunden oder mehr	Referenzkategorie			
Weniger als 30 Stunden	0,74	(0,14)	2,09	(1,58 - 2,77)
Berufliche Tätigkeit der Haupterwerbsperson ¹⁾				
Selbständig erwerbstätig in der Land- und Forstwirtschaft ²⁾	0,32	(0,22)	1,38	(0,89 - 2,14)
Selbständig erwerbstätig, nicht in der Land- und Forstwirtschaft	-0,16	(0,20)	0,85	(0,57 - 1,26)
Unselbständig erwerbstätig im öffentlichen Dienst ³⁾	-0,94	(0,25)	0,39	(0,24 - 0,64)
Unselbständig erwerbstätig, gehobene Tätigkeit ⁴⁾	-0,71	(0,15)	0,49	(0,36 - 0,66)
Unselbständig erwerbstätig, mittlere Tätigkeit ⁵⁾	Referenzkategorie			
Unselbständig erwerbstätig, einfache Tätigkeit ⁶⁾ ; oder mithelfend im Familienbetrieb	0,28	0,16	1,32	(0,97 - 1,79)
Mind. 1 erwachsene Person ohne EU-Staatsbürgerschaft oder Geburtsland außerhalb EU25.				
Nein	Referenzkategorie			
Ja	0,63	(0,11)	1,88	(1,50 - 2,35)
Haben alle Erwachsenen im Haushalt maximal einen Pflichtschulabschluss?				
Nein	Referenzkategorie			
Ja	1,08	(0,11)	2,95	(2,38 - 3,64)
Liegt der Haushalt in einem Gebiet mit geringer oder hoher Siedlungsdichte?				
Nein (d.h. mittlere Siedlungsdichte)	Referenzkategorie.			
Ja	0,34	(0,11)	1,41	(1,14 - 1,73)
Konstante	-2,65	(0,15)		

Q: Statistik Austria EU-SILC 2006. - 1) Wenn es im Haushalt zwei oder mehr erwerbstätige Personen gibt, ist die höchste Arbeitszeit ausschlaggebend, bei Gleichheit die höchste Bildung, bei Gleichheit das höchste Alter. - 2) ÖNACE-95-Abschnitt "A". - 3) ÖNACE-95-Abschnitte "L" und "M" oder ISCO-88-Berufshauptgruppe 0. - 4) ISCO-88-Berufshauptgruppen 1-4. - 5) ISCO-88-Berufshauptgruppen 5-8. - 6) ISCO-88-Berufshauptgruppe 9.

4.3.2 Regressionsgüte, erklärte Varianz und partielle Erklärungskraft

Die Güte des zugrundeliegenden Regressionsmodells kann auf der Makroebene durch einen Vergleich der beobachteten mit der vorhergesagten Zahl an armutsgefährdeten Personen veranschaulicht werden. Dazu werden die Haushalte in EU-SILC, die zur Parameterschätzung verwendet wurden, zunächst nach den vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten sortiert. Anschließend wird pro Haushalt die kumulierte Zahl der vorhergesagten wie der beobachteten armutsgefährdeten Personen berechnet. Eine systematische Abweichung der beiden Werte würde darauf hindeuten, dass das Modell nicht alle relevanten Variablen umfasst. Es zeigt sich eine an den Rändern der Verteilung relativ gute Übereinstimmung, allerdings ein etwas schlechterer Regressionsfit für Haushalte mit mittlerer Armutsgefährdung. Vor einer weiteren Verwendung des Modells sollten daher zusätzliche Variablen sowie allfällige Wechselwirkungen auf ihre Diskriminationskraft getestet werden.



Q:Statistik Austria EU-SILC 2006

Abbildungung 3: Güte des Regressionsfits: Vorhergesagte vs. beobachtete kumulierte relative Häufigkeit von Armutsgefährdung

Von der Güte der Regression auf der Makroebene zu unterscheiden ist die erklärte Variabilität der Prädiktion auf der Mikroebene. Klarerweise ist es leichter, für eine Population von Haushalten vorherzusagen, wie viele dieser Haushalte armutsgefährdet sind, als konkret zu benennen, welche Haushalte dies sind. Die in der Tabelle angeführ-

ten Maßzahlen sind nicht untypisch für binäre Daten, insbesondere, wenn das interessierende Ereignis selten auftritt:

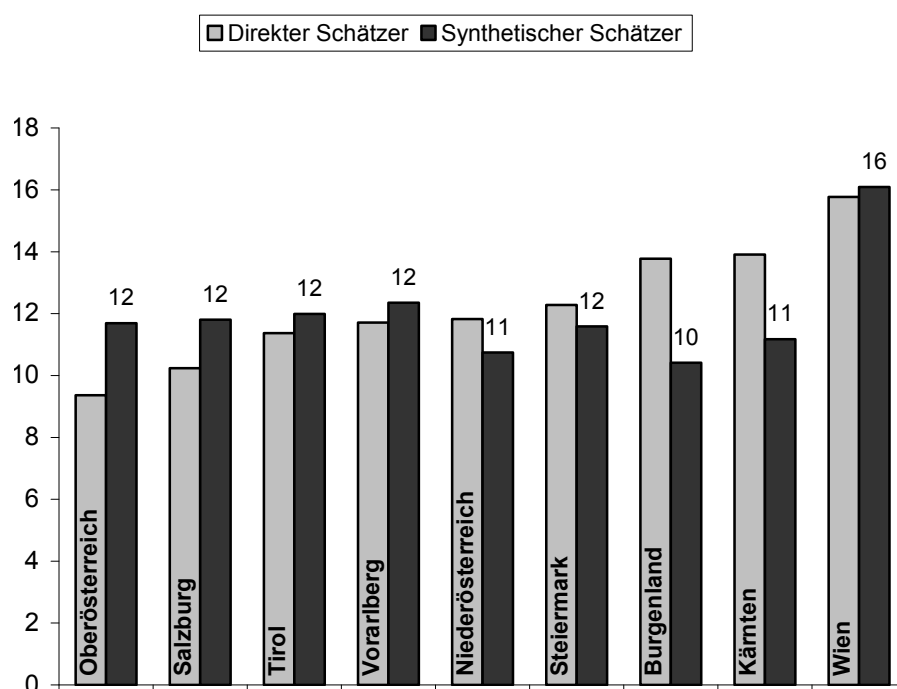
Tabelle 3: Erklärte Variation des Regressionsmodells

R^2 nach Cox und Snell	0,12
R^2 nach Nagelkerke	0,22
Ø Reduktion des absoluten Vorhersagefehlers ¹⁾	0,15

Q: Statistik Austria EU-SILC 2006. - 1) Verringerung des durchschnittlichen absoluten Vorhersagefehlers im gewählten Modell im Vergleich zum *Intercept-Only*-Modell.

4.3.3 Direkte vs. synthetische Schätzwerte für die Bundesländer

Grafik 4 zeigt einen Vergleich der mit beiden Schätzern realisierten Schätzwerte für die Armutsgefährdung in den Bundesländern. Der direkte Schätzer entspricht dem Mittelwert der Jahre 2005- 2007. Der synthetische Schätzer wurde durch Projektion der in EU-SILC 2006 berechneten Risikowahrscheinlichkeiten auf die Stichprobe der Arbeitskräfteerhebung ermittelt. Der direkte Schätzer weist für das Burgenland, Kärnten und Niederösterreich höhere Werte der Armutsgefährdung aus, als der synthetische. Hingegen ist für Oberösterreich, Tirol und Vorarlberg das Gegenteil der Fall. In Salzburg, der Steiermark und Wien beträgt die Abweichung der beiden Schätzwerte unter 1 Prozentpunkt.



Q: Statistik Austria EU-SILC 2005- 7 und Arbeitskräfteerhebung 2006, Q2.

Abbildung 4: Vergleich des direkten Schätzwerts (Ø 2005-2007) mit dem synthetischen Schätzwert 2006 der Armutsgefährdungsquote (in %)

Weiters zeigt sich, dass bei Verwendung des synthetischen Schätzers die Werte der Armutsgefährdung weniger stark zwischen den Bundesländern variieren: Die (ungeachtete) Standardabweichung ist beim modellbasierten Schätzer etwa 30% geringer.

Für ganz Österreich beträgt die Abweichung zwischen direktem und synthetischem Schätzwert nur 0,2 Prozentpunkte. Dies deutet darauf hin, dass die Verteilungen der erklärenden Variablen des Regressionsmodells in der Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung relativ gut mit jener in EU-SILC übereinstimmen und die Arbeitskräfteerhebung daher – unter der Annahme der Gültigkeit der Regressionsgleichung – als externe Datenquelle zur *Small Area Estimation* von Armutsgefährdung geeignet ist. Auch der im Anhang publizierte univariate Vergleich der Randverteilungen der erklärenden Variablen zeigt eine gute Übereinstimmung.

4.3.4 Schätzung von Varianz und Bias mittels Bootstrap

Zur vergleichenden Bewertung der beiden Schätzer auf Ebene der österreichischen Bundesländer wurde eine Bootstrap-Simulation durchgeführt. Dabei wurden sowohl aus der realisierten EU-SILC-Stichprobe 2006 als auch aus der realisierten Stichprobe des 2. Quartals 2006 der Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung jeweils 2.500 Bootstrap-Resamples gezogen. Für jedes Resample(-Paar) wurden sowohl mit dem direkten als auch mit dem synthetischen Schätzer Armutsgefährdungsquoten in den Bundesländern im Jahr 2006 geschätzt.⁶ Daraus ergeben sich je Bundesland zwei simulierte Verteilungen von Schätzwerten, die hinsichtlich Varianz und Bias bewertet werden können. Während sich die Varianz der Schätzer direkt aus den simulierten Verteilungen schätzen lässt, ist zur Schätzung des Bias der Vergleich mit einem externen Referenzwert nötig. In der Bootstrap-Literatur wird dafür üblicherweise der Schätzwert in der realisierten Stichprobe (aus der die Bootstrap-Resamples gezogen wurden) verwendet. Aufgrund der jährlichen Schwankungen haben wir uns jedoch entschieden, als Referenzwert den robusteren dreijährigen Durchschnitt der direkten Schätzwerte der Jahre 2005-2007 (also Referenzjahr plusminus 1 Erhebungsjahr) zu verwenden, da dieser für eine allgemeine Bewertung der Performance von Schätzern besser geeignet sein dürfte.

Wie aus der Abbildung 5 ersichtlich, fällt der mittlere quadratische Fehler (bzw. dessen Wurzel) beim direkten Schätzer in den Bundesländern Burgenland, Kärnten, Nieder- und Oberösterreich geringer aus, während sich für Salzburg, die Steiermark, Tirol, Vorarlberg und Wien eine bessere Performance des synthetischen Schätzers zeigt. Dieses Resultat weist einerseits darauf hin, dass eine *Small Area Estimation* unter Verwendung der Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung gute Ergebnisse zur Armutsgefährdung in einzelnen Bundesländern liefern kann. Andererseits zeigt sich aber kein systematischer Zusammenhang etwa mit der (Sample-)Größe eines Bundeslandes. Ein genereller Vorzug des modellbasierten Schätzers kann aus der Grafik jedenfalls ebenso wenig geschlossen werden wie ein genereller Nachteil, vielmehr sollte das Ergebnis als Ausgangspunkt für eine Weiterentwicklung des Schätzmodells interpretiert werden.

⁶Die Schwelle der Armutsgefährdung – also 60% des medianen Äquivalenzeinkommens – wurde dabei pro Resample neu berechnet. Eine Sensitivitätsanalyse zeigt, dass sich bei Verwendung einer fixen Schwelle (jener aus der realisierten Stichprobe) die Ergebnisse praktisch nicht verändern.

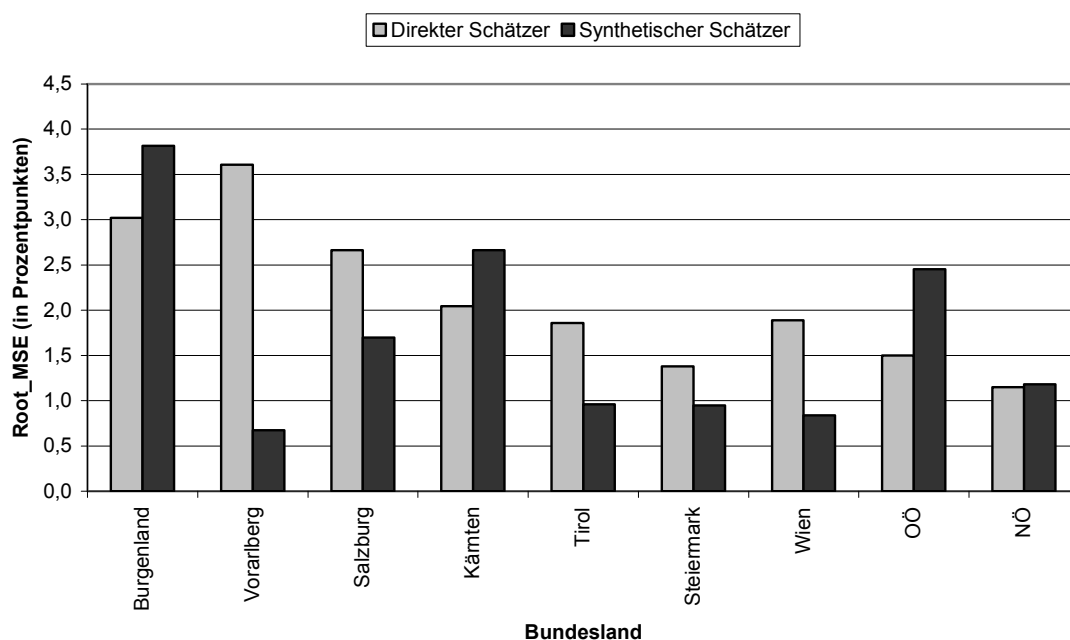


Abbildung 5: Durchschnittlicher Fehler in 2500 Bootstrap-Replikationen

In dem hier dargestellten Modell wurden spezifische Bundesländereffekte bisher nicht berücksichtigt. Regionale Unterschiede der modellbasierten Schätzung spiegeln daher ausschließlich die unterschiedliche Verbreitung von Risikogruppen in den Bundesländern. Darüber hinausgehende regionale Effekte sind theoretisch plausibel, da beispielsweise Sozialhilfeleistungen oder Kinderbetreuungsmöglichkeiten deutlich zwischen den Ländern variieren.⁷

Tatsächlich zeigten Sensitivitätsrechnungen, dass sich die Abweichung zwischen den modellbasierten und direkten Schätzungen reduziert, wenn Bundesländereffekte berücksichtigt werden. Die für die Bundesländer ermittelten Parameter können aber nur sehr ungenau geschätzt werden und sind je nach Erhebungsjahr unterschiedlich. Solange die Bundesländer-Parameter aus den EU-SILC-Daten eines einzelnen Erhebungsjahres geschätzt werden, ergibt sich gleichzeitig eine starke Erhöhung der Varianz der Schätzergebnisse. Die besondere Stärke von *Small Area Verfahren*, nämlich das "Enlarging" der ursprünglichen Stichprobe, geht damit teilweise wieder verloren.

5 Résumé

Das hier skizzierte Verfahren demonstriert, wie durch die erhebungsübergreifende Analyse statistischer Mehrwert in der amtlichen Statistik gewonnen werden kann. Konkret wurde ein Merkmal (Wahrscheinlichkeit der Armutsgefährdung) in der Arbeitskräfteer-

⁷Während Sozialleistungen das Gefährdungsrisiko unmittelbar senken, sofern diese Leistungen über der Gefährdungsschwelle liegen, sind Infrastruktureffekte vor allem als Interaktionen wirksam. Beispielsweise kann das spezifische Risiko von kinderreichen Familien oder Ein-Eltern-Haushalten beträchtlich davon abhängen, ob durch Kinderbetreuungseinrichtungen eine ausreichende Erwerbstätigkeit ermöglicht wird. Eine Rolle spielt auch das Lohnniveau der jeweiligen Region.

hebung aufgrund der in EU-SILC beobachteten Zusammenhänge mit den in beiden Datensätzen erhobenen Schlüsselvariablen imputiert und für regionale Einheiten aggregiert. Die Schätzung erfolgte primär auf *unit level* und kann daher auch für Bevölkerungsgruppen aggregiert werden, für die auf *area level* sonst keine Daten verfügbar sind. Aufgrund der durch EU-Verordnungen zumindest ansatzweise bereits verwirklichten Vereinheitlichung von grundlegenden Schlüsselvariablen bieten sich EU-SILC und die Arbeitskräfteerhebung für diese übergreifende Nutzung besonders an.⁸

Das beschriebene Verfahren ist nicht auf Armutsgefährdung beschränkt, sondern kann theoretisch für alle Merkmale mit einem ausgeprägten sozialen Schichtungsgradienten angewendet werden. Naheliegend ist etwa die Ausweitung auf nichtmonetäre Deprivationsindikatoren. Doch selbst bei Merkmalen, wo eine deutlich größere Heterogenität zu erwarten ist, wie etwa subjektiven Wahrnehmungen, Bildungsaktivität oder Gesundheitszustand, könnte eine Modellierung und Analyse von Risikogruppen auf breiterer Datenbasis bisher unbeachtete Nutzungsmöglichkeiten bieten.

Am Beispiel der Armutsgefährdungsquote wurde gezeigt, dass modellbasierte Schätzungen sinnvoll und kostengünstig und vor allem ohne zusätzlichen Erhebungsaufwand realisierbar sind. Mit einem Modell aus gemeinsam definierten Variablen zur Erwerbsbeteiligung und Risikofaktoren wie Bildung oder Staatsbürgerschaft konnten Armutsgefährdungsrisiken auf aggregierter Ebene mit guter Genauigkeit vorhergesagt werden. Die dadurch ermittelten Ergebnisse spiegeln regionale Disparitäten, die auf die im Modell spezifizierten Variablen zurückgeführt werden können.

Die analytische Auseinandersetzung mit den Determinanten von Armutsgefährdung kann dabei auch unmittelbar das Verständnis der zugrundeliegenden Prozesse verbessern und zur Identifikation wirksamer Interventionsmöglichkeiten für die Sozialpolitik beitragen. Bei der Regression wird der Zusammenhang zwischen dem Risiko der Armutsgefährdung und assoziierten Variablen durch Modellparameter offen gelegt, die Regressionsformel erlaubt die Berechnung von Wahrscheinlichkeiten für alle theoretisch möglichen Merkmalskombinationen. Die interessierende Grundgesamtheit kann somit als Zusammensetzung relativ tief gegliederter Subpopulationen betrachtet werden, wobei das Ausmaß von Armutsgefährdung in der Grundgesamtheit einerseits durch die Häufigkeit der einzelnen Subpopulationen, andererseits durch die spezifische Gefährdung dieser Gruppen bestimmt wird.

Ein grundsätzlicher Vorteil der modellbasierten Schätzung liegt in der Tatsache, dass sie auch auf Domains anwendbar ist, die im EU-SILC-Sample gar nicht verfügbar sind. Insbesondere bieten die relativ zeitnah verfügbaren Daten der Arbeitskräfteerhebung auch die Möglichkeit, anhand von Veränderungen in der Prädiktoren-Verteilung Schnellschätzungen zur Armutsgefährdung vorzunehmen.

Das hier konkret vorgeschlagene Modell bietet vielfältige Verbesserungsmöglichkeiten, etwa durch Spezifikation auf mehreren Ebenen (gemischtes Modell, Bundesländereffekte). Grundlegend ist aber, dass jede Modellierung eine möglichst exakte Übereinstimmung der Zielpopulationen und Variablendefinitionen voraussetzt. Abweichende Definitionen, etwa von Erwerbstätigkeit oder Privathaushalten, erschweren die Übertragbarkeit von Modellschätzungen aus EU-SILC beispielsweise auf Zensus- und Verwaltungsdaten. Die bessere Vereinheitlichung von zentralen *core variables* ist daher

⁸Beide Datenquellen werden von Statistik Austria für wissenschaftliche Forschungszwecke zur Verfügung gestellt und können auch für international vergleichende Analysen genutzt werden.

von großer Bedeutung. Bei der Festlegung von Schlüsselvariablen auf europäischer Ebene sollte neben pragmatischen Erwägungen der Verfahrensvereinfachung aber auch die theoretische Relevanz sozialer Schichtungsvariablen für sozialstatistische Phänomene beachtet werden.

Literatur

- G. Betti. *Poverty and inequality mapping in Albania: final report*, 2003.
- C. Elbers, J. Lanjouw, und P. Lanjouw et al. Micro-level estimation of poverty and inequality. *Econometrica*, 71(1), 355-364, 2003.
- L. Fahrmeir, T. Kneib S. Lang. *Regression: Modelle, Methoden und Anwendungen*. Springer, 2007.
- J. Klotz. Parametric (lognormal) estimation of the at-risk-of-poverty rate. Magisterarbeit, Universität Wien, 2008.
- J. Klotz, B. Meindl, M. Till. *Model-based poverty rate estimation: An application of SILC regression parameters to the LFS for small domain estimation and projections over time*. Paper für die "European User Conference for EU-LFS and EU-SILC", 5.-6.3.2009, Mannheim, 2009.
- S. Lohr und N. Prasad. *Small area estimation with auxiliary survey data*. Technical report, Department of Mathematics, Arizona State University, 2001.
- N. Longford. *Missing data and small-area estimation*. Springer, 2005.
- B. Meindl. Estimating unemployment rates for small areas - a simulation-based approach. *Austrian Journal of Statistics*, 37 (3-4), 349-360, 2008.
- M. Mittlböck, und M. Schemper Explained variation for logistic regression – small sample adjustments, confidence intervals and predictive precision. *Biometric Journal*, 44(3), 263-272, 2002.
- J. Rao. *Small area estimation*. Wiley, 2003.
- C. Särndal, B Swensson, J Wretman *Model assisted survey sampling*. Springer, 1992.
- Statistik Austria. *Einkommen, Armut, Lebensbedingungen*. Ergebnisse aus EU-SILC 2007. Wien, 2009.
- M. Templ. Forschungsprojekt AMELI - Regionale Schätzung von Armut und sozialem Zusammenhalt in Europa. *Statistische Nachrichten*, 64(2), 173-176, 2009.
- A. Veijanen und R. Lehtonen. *Draft report on Laeken estimators – domain estimation and SAE methodology*. The AMELI consortium, 2008.
- V. Verma, G. Betti, A. Lemmi, A. Mulas, M. Natilli, L. Neri, N. Salvati. *Regional Indicators to reflect social exclusion and poverty*, 2008
(<http://www.unisi.it/ricerca/dip/dmq/verma/Reports/%5b16%5d%20Regional%20Indicators%20Social%20Exclusion%20and%20Poverty.pdf> 15.9.2009).
- E. O. Wright, *Social class*. In E. Ritzer, (Hg.), *Encyclopedia of social theory*, Thousand Oaks, Sage, 2004.

Anhang

Stichprobenmerkmale von SILC bzw. Mikrozensus-Arbeitskräfteerhebung 2006

	Zahl der Haushalte ungewichtet		Hochgerechnete Zahl an Personen in Privathaushalten (in 1.000)	
	SILC	LFS	SILC	LFS
Zusammen	6.026	20.305	8.162	8.151
Haushaltstyp				
1 erwachsener Mann	605	2.323	481	520
1 erwachsene Frau	1.150	3.484	738	700
2 oder mehr Erwachsene, keine Kinder	2.311	7.973	3.112	3.051
1 erwachsene Person und mindestens 1 Kind	241	771	295	285
2 oder mehr Erwachsene, 1-2 Kinder	1.439	4.893	2.838	2.939
2 oder mehr Erwachsene, 3 oder mehr Kinder	280	861	698	657
Erwerbsbeteiligung des Haushalts				
Keine erwerbstätige Person, alle über 60 Jahre	1.592	4.886	1.271	1.187
Keine Erwerbstätigen, mind. 1 Person arbeitslos	104	348	177	160
Keine Erwerbstätigen, niemand arbeitslos	376	1.301	383	405
1 erwerbstätige Person	1.907	6.403	2.496	2.347
2 oder mehr erwerbstätige Personen	2.047	7.367	3.835	4.052
Ø Normalarbeitszeit der erwerbstätigen Haushaltsmitglieder in ihrer Haupttätigkeit				
30 Stunden oder mehr	3.405	11.860	5.541	5.535
Weniger als 30 Stunden	549	1.910	790	863
Berufliche Tätigkeit der Haupterwerbsperson ¹⁾				
Selbständig erwerbstätig in der Land- u. Forstwirtschaft ²⁾	186	586	384	395
Selbständig erwerbstätig, nicht in der Land- u. Forstwirtschaft	379	1.603	592	716
Unselbständig erwerbstätig im öffentlichen Dienst ³⁾	432	1.691	613	714
Unselbständig erwerbstätig, gehobene Tätigkeit ⁴⁾	1.243	4.542	1.822	2.025
Unselbständig erwerbstätig, mittlere Tätigkeit ⁵⁾	1.377	4.149	2.372	1.996
Unselbständig erwerbstätig, einfache Tätigkeit ⁶⁾ ; oder mit-helfend im Familienbetrieb	337	1.199	548	553
Mind. 1 erwachsene Person ohne EU-Staatsbürgerschaft oder Geburtsland außerhalb EU25				
Nein	5.446	18.225	6.949	6.900
Ja	580	2.080	1.213	1.251
Haben alle Erwachsenen im Haushalt maximal einen Pflichtschulabschluss?				
Nein	5.072	16.993	7.197	7.185
Ja	954	3.312	966	966
Liegt der Haushalt in einem Gebiet mit geringer oder hoher Siedlungsdichte?				
Nein (d.h. mittlere Siedlungsdichte)	1.518	5.042	2.005	1.997
Ja	4.508	15.263	6.158	6.154

Q: EU-SILC 2006 bzw. LFS 2. Quartal 2006. - 1) Wenn es im Haushalt zwei oder mehr erwerbstätige Personen gibt, ist die höchste Arbeitszeit ausschlaggebend, bei Gleichheit die höchste Bildung, bei Gleichheit das höchste Alter. - 2) ÖNACE-95-Abschnitt "A". - 3) ÖNACE-95-Abschnitte "L" und "M" oder ISCO-88-Berufshauptgruppe 0. - 4) ISCO-88-Berufshauptgruppen 1-4. - 5) ISCO-88-Berufshauptgruppen 5-8. - 6) ISCO-88-Berufshauptgruppe 9.

Adressen der Autoren:

Mag. Matthias Till
Direktion Bevölkerung
Statistik Austria
Guglgasse 13
A-1110 Wien
Österreich

E- Mail: Matthias.Till@statistik.gv.at
<http://www.statistik.at/>

Mag. Johannes Klotz

E- Mail: Johannes.Klotz@statistik.gv.at

Mag. Bernhard Meindl

E- Mail: Bernhard.Meindl@statistik.gv.at