

Item-Antwortausfälle im IAB-Betriebspanel: Modellansätze und ökonometrische Schätzung am Beispiel der Bruttolohn- und Gehaltssumme

Lutz Bellmann *

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg

Marco Caliendo[†]

J.W.Goethe-Universität, Frankfurt und IZA, Bonn

Reinhard Hujer[‡]

J.W.Goethe-Universität, Frankfurt, IZA, Bonn, ZEW, Mannheim

Paulo Rodrigues [§]

J.W.Goethe-Universität, Frankfurt

This draft: 12. Januar 2005

Working Paper

Abstract Antwortausfälle sind ein zentrales Problem in der Analyse von Paneldatensätzen. Sollten die Antwortausfälle nicht zufällig sein, so sind inkonsistente Schätzergebnisse zu erwarten. In dieser Arbeit stellen wir ein Modell vor, das die Determinanten der Bruttolohn- und Gehaltssumme von Betrieben analysieren soll. Als Datensatz wird das IAB-Betriebspanel verwendet. Wir stellen einen Testansatz für Selektionsverzerrung vor, und schätzen das ökonometrische Modell unter Berücksichtigung von Selektionsverzerrungen.

*Lutz Bellmann ist Leiter des IAB-Betriebspanels und Forschungsbereichsleiter am IAB in Nürnberg, e-mail: Lutz.Bellmann@iab.de.

[†]Marco Caliendo ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Statistik und Ökonometrie, J.W.Goethe-Universität Frankfurt und Research Affiliate am IZA, Bonn, e-mail: caliendo@wiwi.uni-frankfurt.de.

[‡]Reinhard Hujer ist Professor für Statistik und Ökonometrie an der J.W.Goethe-Universität Frankfurt und Research Fellow am IZA, Bonn und ZEW, Mannheim e-mail: hujer@wiwi.uni-frankfurt.de.

[§]Paulo Rodrigues ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Statistik und Ökonometrie, J.W.Goethe-Universität Frankfurt, e-mail: prodrigues@wiwi.uni-frankfurt.de.

1 EINLEITUNG

Ein wichtiges Problem in der empirischen Analyse von Paneldatensätzen ist das Auftreten von Antwortausfällen¹. Diese können sich darauf beziehen, dass eine Einheit bestimmte Fragen nicht beantwortet (Item nonresponse), an einer Welle nicht teilnimmt (Wave nonresponse) oder ab einem bestimmten Zeitpunkt nicht mehr zur Verfügung steht (Attrition)². Dieses Problem tritt verstärkt im Panel-Kontext auf, da eine wiederkehrende Befragung eine größere Belastung für die Befragungseinheiten darstellt, als eine einmalige Befragung bei Querschnittdatensätzen. So nahmen beispielsweise in der Panel Study of Income Dynamics (PSID) nach 21 Wellen nur noch 48.8 % der ursprünglichen Teilnehmer an der Befragung teil³.

Eine mögliche Annahme bei der Datenanalyse besteht darin, dass der Mechanismus, der zu den Antwortlücken führt, zufällig ist⁴. Heckman (1979) zeigt jedoch, dass die Parameterschätzwerte nicht konsistent sind, falls die Ausfälle nicht zufällig sind. Hausman and Wise (1979) stellen eine Schätzmethode für ein Panel mit zwei Wellen vor, während der Ansatz für mehrere Wellen in Ridder (1990) weiterentwickelt wurde.

Eine Analyse der Selektionsverzerrung hängt jedoch vom verwendeten Modellansatz ab. Beispielsweise zeigen Verbeek and Nijman (1992), dass ein Fixed-Effects-Schätzer robuster gegen Selektionsverzerrungen ist als ein Random-Effects-Schätzer. Zabel (1998)⁵ verweist darauf, dass Antwortausfälle modellspezifisch sind⁶.

In dieser Arbeit soll ein Modellansatz für die Determinanten der Bruttolohn- und Gehaltssumme bei Vorliegen von Antwortausfällen untersucht werden. Der zugrundeliegende Datensatz ist das IAB-Betriebspanel für die Jahre 1997 bis 2002. Nach einer theoretischen Darstellung, in der dargelegt wird, warum eine Untersuchung der Bruttolohn- und Gehaltssumme von Interesse ist, stellen wir in Abschnitt 3 das zu schätzende Modell vor, in Abschnitt 4 geben wir einen Überblick über den Datensatz,

¹Für weitere Studien zu dem Thema siehe Beispielsweise Nijman and Verbeek (1992), Zabel (1998), Ziliak and Kniesner (1998) oder Hausman and Wise (1979).

²Für eine genauere Darstellung siehe Rendtel (2002) oder Verbeek and Nijman (1996).

³Siehe dazu Zabel (1998).

⁴Little and Rubin (1987) nennen diesen Mechanismus "missing at random". Dies bezieht sich darauf, dass die fehlenden Werte ignoriert werden können, wenn die noch zu beobachtenden Einheiten eine Zufallsstichprobe der Befragten Einheiten bilden.

⁵Siehe Zabel (1998) S. 495.

⁶Zabel (1998), S. 495: "It should be noted that attrition is model specific. Evidence of bias in the labor supply does not imply that bias will exist in any other model."

Abschnitt 5 enthält einen einfachen Test auf das Vorliegen von Selektionsverzerrungen. In Abschnitt 6 wird das Modell unter Berücksichtigung von Selektionsverzerrungen geschätzt und Abschnitt 7 gibt eine Zusammenfassung der Ergebnisse.

2 THEORETISCHE ÜBERLEGUNGEN

In der arbeitsökonomischen Theorie wird der Rolle des einzelnen Betriebes bei der Lohnsetzung ein verstärktes Interesse gewidmet. Neben dem Arbeitsangebot und der Arbeitsnachfrage als Determinanten der betrieblichen Lohnhöhe wird die Gestaltung der betrieblichen Lohnpolitik zur Erreichung bestimmter Ziele untersucht. Dazu gehören die Förderung und die Erhaltung des betrieblichen Humankapitals, die implizite Versicherung risikoaverser Beschäftigter gegen Einkommensschwankungen, die Schaffung von Leistungsanreizen und die Motivation der Beschäftigten sowie die Gewinnung befähigter Arbeitskräfte und die Senkung der betrieblichen Fluktuation. Bestimmte Unvollkommenheiten des Arbeitsmarktes wie Suchfraktionen und ein Arbeitsangebot, das nicht unendlich elastisch ist, werden zur Begründung für dauerhaft existierende, betriebliche Lohndifferentiale herangezogen (vgl. Gruetter and Lalive (2004)).

Nach Hansen and Rehn (1956) wird die höhere Bezahlung von Arbeitskräften in Betrieben mit expandierender Beschäftigung quasi erzwungen, d.h. ohne höhere Bezahlung ist eine Besetzung der offenen Stellen für die Betriebe nicht möglich. Durch die Aufnahme einer Variablen für die betrieblichen Erwartungen hinsichtlich der Entwicklung der Beschäftigung wird dieses Zusammenspiel von Arbeitsangebot und -nachfrage erfasst.

Für das Betriebsgrößen- Lohndifferential gibt es eine Reihe von theoretischen Begründungen (vgl. Gerlach and Schmidt (1989); Burdett and Mortensen (1998)). Dazu zählt das Argument, dass größere Firmen Arbeitskräfte mit besserer Humankapitalausstattung beschäftigen. Hinzu kommen, dass die stärkere Arbeitsteilung in größeren Betrieben Hand in Hand mit wachsenden Kontroll- und Anleitungsaufgaben sowie einer zunehmenden Anzahl von Hierarchiestufen geht. Größere Unternehmen erzielen häufig Extragewinne, die im Sinne eines Rent-Sharing-Arrangements mit der Belegschaft geteilt werden. Die Organisations- und Drohfähigkeit von Arbeitnehmervertretungen hängt unter anderem von der Betriebsgröße ab. Schließlich

sind die effizienzlohntheoretischen Überlegungen (Yellen (1984)) anzuführen, die eine Zahlung höher als markträumender Lohnsätze mit bestimmten betrieblichen Zielen begründen:

- a) Ein Unternehmen kann die Strategie verfolgen, durch höhere Löhne als die Konkurrenz sie bietet, das Bewerberangebot für offene Stellen zu vergrößern. Auf diese Weise werden Transaktionskosten für die Suche von Arbeitskräften eingespart.
- b) Weiterhin können Transaktionskosten gesenkt werden, wenn sich ein Unternehmen dazu entschließt, höhere Löhne zu bezahlen, weil die Fluktuation durch eine Verringerung der Abwanderung in andere Unternehmen gesenkt wird. Auf diese Weise verringern sich für den Betrieb die Such-, Einstellungs- und Einarbeitungskosten, die mit der Wiederbesetzung der frei werdenden Stelle verbunden sind.
- c) Außerdem kann die Illoyalität von Mitarbeitern, die sich im Vergleich zu ihren Kollegen als ungerecht entlohnt betrachten, aus Sicht von Psychologen und Soziologen zu Leistungszurückhaltung oder “Sich-Drücken” (Shirking) führen.

Durch die Aufnahme von Wirtschaftszweig- und Regionendummies sollen die außerhalb des Betriebes existierenden Alternativen für die Arbeitnehmer “berücksichtigt” werden. Die Effizienzlohntheorie berücksichtigt ihren Einfluss als fallback position für die Erklärung des Verhaltens von Gewerkschaften und Beschäftigten.

3 MODELLSPEZIFIKATION

In der empirischen Modellspezifikation für die Analyse der Bruttolohn- und Gehaltskosten werden als erklärende Variablen die Anzahl der Beschäftigten eines Betriebes, die Erwartungen für das laufende Geschäftsjahr⁷, die Region, in der der Betrieb ansässig ist, und die Branchenzugehörigkeit des Betriebes berücksichtigt. In Tabelle 1 sind die verwendeten Variablen mit den zugehörigen Abkürzungen wiedergegeben. Die zugrundeliegende Modellgleichung lautet⁸:

⁷Dies ist eine diskrete Variable mit den Ausprägungen etwa gleich bleibend, eher steigen, eher sinken und weiß noch nicht.

Tabelle 1: VERWENDETE VARIABLEN

| Variable | Abkürzung |
|--------------------------------------|-------------|
| Bruttolohn- und Gehaltssumme | BLG |
| Anzahl Beschäftigte | Anz. Besch. |
| Erwartungen laufendes Geschäftsjahr | Erw. GJ |
| Land- und Forstwirtschaft | LA-FO |
| Bergbau- und Energiewirtschaft | BE-EN |
| Grundstoffverarbeitung | GRVER |
| Investitionsgüter | INV |
| Verbrauchsgüter | VER |
| Baugewerbe | BAU |
| Handel | HAN |
| Verkehr und Nachrichtenübermittlung | VER-NA |
| Kreditinstitute | KRED |
| Sonstige Dienstleistungen | SON-D |
| Organisationen ohne Erwerbscharakter | ORGOERW |
| Gebietskörperschaften | Referenz |
| Berlin-West | BER-W |
| Berlin-Ost | BER-O |
| Westdeutschland | WEST-D |
| Ostdeutschland | Referenz |

$$\log bl_{it} = \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

wobei \mathbf{x}'_{it} ein $(1 \times K)$ -Vektor der erklärenden Variablen, $\boldsymbol{\beta}$ der zu schätzende Parametervektor und α_i den individuenspezifischen Störterm bezeichnet, der die unbeobachtbaren Charakteristika jedes Betriebes enthält. Um die Elastizitäten zu schätzen, wurden die abhängige Variable und die Angaben über die Anzahl der Mitarbeiter logarithmiert.

Ist ein vollständiger Datensatz ohne Antwortausfälle verfügbar, so ist eine Schätzung von Gleichung (1) mit dem Random-Effects-Modell möglich. Sollte das Auftreten von Lücken im Datensatz zufällig erfolgen, könnte man den Mechanismus, der zu solchen Ausfällen führt, ignorieren. Wie in Heckman (1979) und in Hausman

⁸Im folgenden werden kleine Fettgedruckte Buchstaben einen Spaltenvektor, grosse Fettgedruckte Buchstaben eine Matrix und normale Symbole ein Skalar darstellen.

and Wise (1979) gezeigt wird, sind inkonsistente Schätzwerte zu erwarten, sollte die Annahme nicht erfüllt sein. Um systematische Antwortausfälle zu modellieren, nehmen wir an, dass BL_{it} beobachtet wird, wenn eine unbeobachtbare latente Variable, die Antwortbereitschaft $d_{it}^* > 0$ ist. Zur Modellierung d_{it}^* wird folgende Gleichung verwendet:

$$d_{it}^* = \mathbf{z}_{it}\boldsymbol{\delta} + \xi_i + \eta_{it}, \quad (2)$$

wobei der Vektor \mathbf{z}_{it} zusätzlich zu den in (1) eingehenden exogenen Variablen noch einen zusätzlichen Indikator enthält, der eins wird, falls sich der Interviewpartner geändert hat. Diese zusätzliche Variable ist aus Identifikationsgründen erforderlich⁹. Anstatt der latenten Variable d_{it}^* beobachten wir den Indikator d_{it} , der eins ist, wenn $d_{it}^* > 0$, also der Betrieb auf die Frage nach der Bruttolohn- und Gehaltssumme geantwortet hat.

Für die Störvariablen in (1) und (2) wird eine Normalverteilung angenommen. Weiterhin soll gelten, dass \mathbf{x}_{it} und \mathbf{z}_{it} unabhängig von allen Zufallskomponenten sind. Der Zusammenhang zwischen den Störvariablen $\boldsymbol{\varepsilon}_i$ bzw. $\boldsymbol{\eta}_i$ und den individuen-spezifischen Komponenten wird wie folgt formuliert:

$$\begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_i \\ \boldsymbol{\eta}_i \\ \xi_i \\ \alpha_i \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 I & & & \\ \sigma_{\varepsilon\eta} I & \sigma_\eta^2 I & & \\ 0 & 0 & \sigma_\xi^2 & \\ 0 & 0 & \sigma_{\alpha\xi} & \sigma_\alpha^2 \end{pmatrix} \right) \quad (3)$$

wobei $\boldsymbol{\varepsilon}_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT})'$ und $\boldsymbol{\eta}_i = (\eta_{i1}, \dots, \eta_{iT})'$ sind. Diese Struktur unterstellt das Vorliegen von Korrelation zwischen α_i und ξ_i und zwischen ε_{it} und η_{it} , alle restlichen Korrelationen sind null. Die Korrelationen zwischen den individuen-spezifischen Effekten beider Gleichungen spiegeln einen Zusammenhang zwischen unbeobachtbaren Charakteristika der Betriebe wider, die beide Gleichungen beeinflussen. Die Annahme der Verzerrung kann nun anhand der Parameter $\sigma_{\varepsilon\eta}$ und $\sigma_{\alpha\xi}$ überprüft werden. Sind beide Parameter gleich null, so können die Parameter der Gleichung (1) mit Random-Effects-Verfahren konsistent geschätzt werden, da in diesem Fall \mathbf{d}_i unabhängig von \mathbf{bl}_i , gegeben \mathbf{X}_i , ist.

⁹Siehe dazu Rendtel (2002).

Tabelle 2: HÄUFIGKEIT DER TEILNAHME DER BETRIEBE (1997 BIS 2002)

| Teilnahme | Anzahl | in % |
|-----------|--------|-------|
| 1 | 8438 | 32,65 |
| 2 | 5423 | 20,99 |
| 3 | 4155 | 16,08 |
| 4 | 2216 | 8,58 |
| 5 | 1890 | 7,32 |
| 6 | 3718 | 14,39 |

4 DATENGRUNDLAGEN

Im folgenden geben wir einen kurzen Überblick über die verwendeten Daten, des IAB-Betriebspanels¹⁰. Weiterhin sollen deskriptive Auswertungen präsentiert werden. Das IAB-Betriebspanel ist eine jährliche Erhebung, die einen Überblick über die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes geben soll. Die interessierende Einheit ist der Betrieb, d.h. die lokale Einheit, in der Unternehmensaktivitäten durchgeführt werden. Die Basis für die Erhebung ist die Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit, für die Arbeitgeber Informationen über ihre sozialversicherungspflichtig Beschäftigten zur Verfügung stellen müssen. Das IAB-Betriebspanel existiert seit dem Jahr 1993, in dem ca. 4200 Betriebe in West-Deutschland befragt wurden. Seit 1996 werden auch Betriebe aus den neuen Bundesländern berücksichtigt. Das Panel ist nicht repräsentativ ist, da die Auswahlwahrscheinlichkeit mit der Betriebsgröße steigt¹¹.

Für die Schätzungen werden die Wellen von 1997 bis 2002 verwendet. Insgesamt besteht der Datensatz aus 25.840 Betrieben, die in diesem Zeitraum befragt wurden. Ein Überblick über die Häufigkeit der Teilnahme der Betriebe wird in Tabelle 2 gegeben. Beispielsweise haben 3718 Betriebe (14,39%) an allen sechs Wellen teilgenommen. Tabelle 3 gibt Aufschluss darüber, wie oft die Frage nach der Bruttolohn- und Gehaltssumme von Betrieben beantwortet wurde. 8,33% der Betriebe haben

¹⁰Für eine genauere Übersicht über das IAB-Betriebspanel siehe Kölling (2000) oder Bellmann and Kölling (2000).

¹¹Siehe dazu Bellmann (1997).

Tabelle 3: HÄUFIGKEIT DER ANTWORTEN NACH DER BLG (1997 BIS 2002)

| Anzahl | Abs. Häufigkeit | Rel. Häufigkeit |
|--------|-----------------|-----------------|
| 0 | 2152 | 8,33 |
| 1 | 8111 | 31,39 |
| 2 | 5093 | 19,71 |
| 3 | 3700 | 14,32 |
| 4 | 2098 | 8,12 |
| 5 | 1806 | 6,99 |
| 6 | 2880 | 11,15 |

nie die Frage nach der Bruttolohn- und Gehaltssumme beantwortet. Diese Betriebe können jedoch trotzdem für die Schätzungen verwendet werden, da Angaben für die anderen Variablen vorliegen¹². In Tabelle 4 ist der Verlauf des Antwortindika-

Tabelle 4: ANTWORTINDIKATOR IN DEN EINZELNEN WELLEN

| Jahr | d_i | |
|------|-------|------|
| | 1 | 0 |
| 1997 | 22419 | 3421 |
| 1998 | 15494 | 1908 |
| 1999 | 10739 | 1240 |
| 2000 | 7052 | 772 |
| 2001 | 5030 | 578 |

tors d_i in den einzelnen Wellen wiedergegeben. Beispielsweise haben im Jahr 1999 insgesamt 10739 Betriebe auf die Frage nach der Bruttolohn- und Gehaltssumme geantwortet, während im selben Jahr 1240 Betriebe die Antwort verweigert haben. Weiterhin kann festgestellt werden, dass die relative Häufigkeit fehlender Antworten für die einzelnen Jahre zwischen 9% und 13% der Gesamtzahl der teilnehmenden Betrieb liegt.

¹²Darin unterscheidet sich die Vorgehensweise bei der Untersuchung von Item- und Unit- Nonresponse. Bei letzterem hat man für die Einheit gar keine Angaben mehr, wohingegen Item-Nonresponse nur das Fehlen eines bestimmten Wertes untersucht.

5 TESTVERFAHREN

Verbeek and Nijman (1992) schlagen ein einfaches Testverfahren vor, um das Vorliegen von Selektionsverzerrung zu untersuchen. Dabei werden die Schätzergebnisse unter Verwendung eines “balanced”- und eines “unbalanced”- Paneldatensatzes¹³ verglichen. Unter der Null-Hypothese (H_0), dass keine Selektionsverzerrung vorliegt, sind beide Schätzer unverzerrt. Dies wird mit einem Hausman¹⁴-Test untersucht.

Für das Testverfahren werden beide Parametervektoren ($\hat{\beta}_U$ und $\hat{\beta}_B$) in einem $(2K \times 1)$ -Vektor $\hat{\beta}$ zusammengefasst¹⁵. Die Schätzer sind asymptotisch normalverteilt:

$$\sqrt{N}(\hat{\beta} - \beta) \xrightarrow{d} N(\mathbf{0}, \Sigma), \quad (4)$$

wobei β den wahren Wert der Grundgesamtheit und Σ die Kovarianzmatrix bezeichnet. Die Hypothese $\mathbf{D}\hat{\beta} = \mathbf{0}$, mit $\mathbf{D} = (\mathbf{I}_K, -\mathbf{I}_K)$, kann mit folgender Teststatistik überprüft werden:

$$\xi_D = N\hat{\beta}'\mathbf{D}'(\mathbf{D}\hat{\Sigma}\mathbf{D}')^{-1}\mathbf{D}\hat{\beta} \quad (5)$$

Sie ist asymptotisch χ^2 -verteilt, mit $r = \text{Rang}(\mathbf{D}\Sigma\mathbf{D}')$ Freiheitsgraden. Die Matrix $\hat{\Sigma}$ kann wie folgt geschätzt werden:

$$\hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} \Sigma_B & \Sigma_U \\ & \Sigma_U \end{pmatrix} \quad (6)$$

wobei Σ_B und Σ_U die Kovarianzmatrizen des “balanced”-, bzw. “unbalanced”-Panel Schätzers sind.

Die Schätzergebnisse der Random Effects-Modelle für das “balanced”- und das “unbalanced”-Panel sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Ein einfacher Vergleich zwischen beiden Modellen zeigt, dass die Standardfehler im Fall des “balanced”-Panel Modells höher sind als bei Verwendung des “unbalanced”-Panels. Dieses Ergebnis ist nicht überraschend, da aufgrund des Informationsverlustes die Effizienz des ersten Schätzers gegenüber dem zweiten geringer ist. Weiterhin kann festgestellt werden, dass sich die Parameter der beiden Modelle stark voneinander unterscheiden.

¹³In einen “balanced”-Paneldatensatz werden nur Einheiten aufgenommen, die an allen Wellen teilgenommen und alle Fragen beantwortet haben. In einem “unbalanced”-Paneldatensatz haben die Einheiten eine unterschiedliche Anzahl an Teilnahmen haben.

¹⁴Siehe Hausman (1978).

¹⁵Insgesamt können vier unterschiedliche Vektoren geschätzt werden, nämlich sowohl zwei für ein Random-Effects-Modell, als auch zwei für ein Fixed-Effects-Modell. Da wir aber ein Random-Effects-Modell untersuchen, verwenden wir nur einen Test auf diese Schätzer. Für eine ausführliche Herleitung des Tests siehe Verbeek and Nijman (1992). Dort wird auch eine Monte-Carlo Studie zu dem Test vorgestellt.

Tabelle 5: SCHÄTZERGEBNISSE FÜR BALANCED UND UNBALANCED PANEL MODELL

| Balanced Modell | | | | Unbalanced Modell | | | |
|----------------------|-----------|----------|------------|----------------------|------------|----------|------------|
| Variable | Parameter | t-Wert | Std Fehler | Variable | Parameter | t-Wert | Std Fehler |
| Anz. Besch. | 1.0919 | 283.3200 | 0.0039 | Anz. Besch. | 1.0902 | 653.8680 | 0.0017 |
| Erw. GJ | -0.0001 | -0.0427 | 0.0026 | Erw. GJ | 0.0007 | 0.7190 | 0.0010 |
| BER-W | 0.1400 | 2.9610 | 0.0473 | BER-W | 0.1267 | 6.7262 | 0.0188 |
| BER-O | 0.1687 | 4.2651 | 0.0396 | BER-O | 0.1281 | 7.2107 | 0.0178 |
| WEST-D | 0.1728 | 9.9033 | 0.0174 | WEST-D | 0.2457 | 32.9775 | 0.0075 |
| LA-FO | -0.1630 | -4.4264 | 0.0368 | LA-FO | -0.1461 | -8.0441 | 0.0182 |
| BE-EN | 0.1072 | 2.6006 | 0.0412 | BE-EN | 0.1813 | 8.6906 | 0.0209 |
| GRVER | 0.0486 | 1.6901 | 0.0288 | GRVER | 0.0963 | 7.8157 | 0.0123 |
| INV | 0.0704 | 2.9021 | 0.0243 | INV | 0.1019 | 9.6011 | 0.0106 |
| VER | -0.0309 | -1.0690 | 0.0289 | VER | -0.0269 | -2.1756 | 0.0124 |
| BAU | 0.0309 | 1.2531 | 0.0247 | BAU | 0.0660 | 5.8175 | 0.0113 |
| HAN | -0.0926 | -3.6375 | 0.0255 | HAN | -0.0074 | -0.6789 | 0.0110 |
| VER-NA | -0.0254 | -0.6465 | 0.0393 | VER-NA | -0.0142 | -0.8490 | 0.0167 |
| KRED | 0.1092 | 2.3510 | 0.0464 | KRED | 0.1382 | 6.7514 | 0.0205 |
| SON-D | -0.1145 | -6.2376 | 0.0184 | SON-D | -0.0822 | -9.5299 | 0.0086 |
| ORGOERW | -0.0819 | -4.6234 | 0.0177 | ORGOERW | -0.0751 | -9.0693 | 0.0083 |
| Konstante | 6.8865 | 275.0450 | 0.0250 | Konstante | 6.8399 | 590.5040 | 0.0116 |
| σ_ε | 4659.5500 | | | σ_ε | 19547.5000 | | |
| σ_α | 0.1978 | | | σ_α | 0.2461 | | |

Ostdeutschland ist bei den Regionen Referenz, Gebietskörperschaften ist bei den Branchen Referenz.

Beispielsweise ist der Parameter für West-Deutschland im “balanced”-Panel-Modell negativ, während er im “unbalanced”-Panel-Modell positiv ist. Ein weiteres Beispiel sind die Parameter für die Branche Bergbau-Energie, die sich in der Größe stark unterscheiden. Ein einfacher Vergleich der Schätzergebnisse deutet somit auf das Vorhandensein einer Selektionsverzerrung hin. Die Berechnung der Teststatistik aus Gleichung (5) ergibt einen Wert von $3,25 \cdot 10^6$ und überschreitet den kritischen Wert (32 bei 1% Signifikanz-Niveau) erheblich.

Abschießend kann festgehalten werden, dass der Test auf Selektionsverzerrung eindeutig darauf schließen lässt, dass eine Korrektur für die Parameterschätzwerte vorgenommen werden muss.

6 ML-SCHÄTZUNG DES VOLLSTÄNDIGEN MODELLS

Mit der Maximum-Likelihood-Methode (ML) können konsistente und effiziente¹⁶ Parameterschätzwerte gefunden werden. Die gemeinsame Verteilung von $\mathbf{d}_i = (d_{i1}, \dots, d_{iT})$ und \mathbf{bl}_i^{beo} ist gegeben durch:

$$\log f(\mathbf{d}_i, \mathbf{bl}_i^{beo}) = \log f(\mathbf{d}_i | \mathbf{bl}_i^{beo}) + \log f(\mathbf{bl}_i^{beo}) \quad (7)$$

wobei $f(\cdot)$ die Dichtefunktion ist. Mit \mathbf{bl}_i^{beo} bezeichnen wir den Vektor der beobachteten Bruttolohn- und Gehaltssumme des Betriebes i . Diesen Vektor erhalten wir, indem wir \mathbf{bl}_i mit \mathbf{R}_i multiplizieren, wobei \mathbf{R}_i eine T -dimensionale Einheitsmatrix ist, in der die Zeilen für die unbeobachteten Elemente von \mathbf{bl}_i eliminiert wurden. Weiterhin ist T_i die Anzahl der beobachteten Werte der abhängigen Variable für die Einheit i . Damit haben \mathbf{bl}_i^{beo} und \mathbf{R}_i die Dimensionen $(T_i \times 1)$ bzw. $(T_i \times T)$.

Der erste Term in (7) ist ein T-variates Probit-Modell, während der zweite Teil ein einfaches Regressionsmodell darstellt. Der zweite Term kann wie folgt dargestellt werden:

$$\begin{aligned} \log f(\mathbf{bl}_i^{beo}) = & - \frac{T_i}{2} \log(2\pi) - \frac{T_i - 1}{2} \log(\sigma_\varepsilon^2 + T_i \sigma_\alpha^2) - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} \sum_{t=1}^T D_{it} (\tilde{bl}_{it} - \tilde{\mathbf{x}}_{it} \boldsymbol{\beta})^2 \\ & - \frac{T_i}{2(\sigma_\varepsilon^2 + T_i \sigma_\alpha^2)} (\bar{bl}_i - \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\beta})^2 \end{aligned} \quad (8)$$

wobei \bar{bl}_i den individuenspezifischen Mittelwert über die Zeit darstellt, und \tilde{bl}_{it} die Abweichung $(bl_{it} - \tilde{bl}_{it})$. Für $\bar{\mathbf{x}}_i$ und $\tilde{\mathbf{x}}_{it}$ gelten die Bezeichnungen analog.

¹⁶Für eine Darstellung eines zweistufigen Schätzers siehe Vella and Verbeek (1999).

Zur Herleitung des ersten Terms¹⁷ in (7) wird die bedingte Verteilung des Störterms des Probit-Modells aufgestellt. Dazu definieren wir $\gamma_{it} = d_{it}(\alpha_i + \varepsilon_{it})$, wobei d_{it} nicht stochastisch ist. Es kann gezeigt werden, dass die Verteilung von $\xi_i + \eta_{it}$ gegeben $(\gamma_{i1}, \dots, \gamma_{iT})$ der unbedingten Verteilung einer Summe von drei normalverteilten Zufallsvariablen $e_{it} + \nu_{1i} + d_{it}\nu_{2i}$ entspricht. Damit kann der Likelihoodbeitrag für Einheit i wie folgt geschrieben werden:

$$f(\mathbf{d}_i | \mathbf{b}_i^{beo}) = \int \int \prod_{t=1}^T \Phi \left(q_{it} \frac{\mathbf{z}_{it}\boldsymbol{\delta} + c_{it} + \nu_{1i} + d_{it}\nu_{2i}}{s_t} \right) f(\nu_{1i}, \nu_{2i}) d\nu_{1i} d\nu_{2i} \quad (9)$$

wobei $q_{it} = 2d_{it} - 1$, $f(\nu_{1i}, \nu_{2i})$ die Dichte von ν_{1i} und ν_{2i} , c_{it} der Erwartungswert von $\xi_i + \eta_{it}$ gegeben γ_{it} und s_t die Standardabweichung von c_{it} ist.

Die Ergebnisse der ML-Schätzung sind in Tabelle 6 wiedergegeben. Wenn wir die Ergebnisse der Maximum Likelihood-Schätzung mit den Random-Effekts Parameterschätzern aus Tabelle 5 vergleichen, fällt auf, dass die Werte sich stark unterscheiden. Beispielsweise ändern sich die Vorzeichen für die Regionen Berlin-West und Westdeutschland. Auch beträgt der Wert des Parameters für die Branche Verkehr-Nachrichten im einfachen Random-Effects-Modell das zweifache des Wertes des Maximum-Likelihood Schätzers. Weiterhin ist zu beachten, dass die Ergebnisse des Hausman-Tests aus Abschnitt 5 bestätigt werden. Dies ist daran zu erkennen, dass die Schätzwerte für die Korrelationen der Störterme zwischen der Probit-Gleichung und der Modell-Gleichung signifikant von Null verschieden sind.

7 ZUSAMMENFASSUNG

In diesem Papier haben wir die Auswirkungen von Item-Antwortausfällen auf Schätzergebnisse beispielhaft untersucht. Ein möglicher Ansatz für die Modellierung wurde anhand eines einfachen Modells für die Bruttolohn- und Gehaltssumme dargestellt. Da die Berechnung eines effizienten Maximum Likelihood-Schätzers numerisch aufwändig ist, da ein zweifaches Integral für alle Einheiten, die nicht in jeder Periode beobachtet werden, berechnet wird, empfiehlt es sich vorher einen Test auf Selektionsverzerrung, beispielsweise einen Hausman-Test, durchzuführen. Bei der Analyse der Determinanten der betrieblichen Bruttolohn- und Gehaltssumme ist festzustellen, dass die Schätzung bei Nichtberücksichtigung der Selektionsverzerrung zu in-

¹⁷Siehe dazu Verbeek and Nijman (1996).

Tabelle 6: SCHÄTZERGEBNISSE DER ML-SCHÄTZUNG

| Probit-Gleichung | | | | Modell-Gleichung | | | |
|--------------------------|-----------|----------|------------|------------------|-----------|-----------|------------|
| Variable | Parameter | t-Wert | Std-Fehler | Variable | Parameter | t-Wert | Std-Fehler |
| Anz. Besch | 0.0668 | 21.7185 | 0.0031 | Anz. Besch | 1.1315 | 2838.2138 | 0.0004 |
| Erw. GJ | -0.1002 | -18.2045 | 0.0055 | Erw. GJ | -0.0003 | -0.4150 | 0.0007 |
| Int. W | -0.0828 | -7.3634 | 0.0112 | BER-W | 0.0936 | 22.3831 | 0.0042 |
| BER-W | -0.0521 | -1.5828 | 0.0329 | BER-O | 0.1152 | 28.1925 | 0.0041 |
| BER-O | 0.1101 | 3.3665 | 0.0327 | WEST-D | 0.2199 | 133.2575 | 0.0017 |
| WEST-D | -0.0843 | -6.5953 | 0.0128 | LA-FO | -0.2220 | -41.7877 | 0.0053 |
| LA-FO | 1.0620 | 24.3054 | 0.0437 | BE-EN | 0.2416 | 34.3496 | 0.0070 |
| BE-EN | 0.9954 | 17.4025 | 0.0572 | GRVER | 0.1219 | 29.8311 | 0.0041 |
| GRVER | 0.8351 | 26.5274 | 0.0315 | INV | 0.1336 | 36.9083 | 0.0036 |
| INV | 0.7616 | 29.2377 | 0.0260 | VER | -0.0506 | -12.6621 | 0.0040 |
| VER | 0.7607 | 25.6103 | 0.0297 | BAU | 0.1092 | 28.7482 | 0.0038 |
| BAU | 0.9168 | 32.0591 | 0.0286 | HAN | -0.0081 | -2.2175 | 0.0036 |
| HAN | 0.5709 | 22.4823 | 0.0254 | VER-NA | 0.0139 | 2.8197 | 0.0049 |
| VER-NA | 0.1955 | 5.8477 | 0.0334 | KRED | 0.1285 | 24.1920 | 0.0053 |
| KRED | 0.2818 | 7.4568 | 0.0378 | SON-D | -0.1051 | -31.3450 | 0.0034 |
| SON-D | 0.5676 | 23.9020 | 0.0237 | ORGOERW | -0.1235 | -36.2486 | 0.0034 |
| ORGOERW | 0.4602 | 19.0687 | 0.0241 | Constant | 6.6879 | 1769.0275 | 0.0038 |
| Constant | 1.64851 | 56.4970 | 0.0292 | | | | |
| σ_α | 0.5133 | 0.0007 | 710.4421 | | | | |
| σ_ξ | 1.5929 | 0.0106 | 157.0835 | | | | |
| $\rho_{\varepsilon\eta}$ | 0.3036 | 0.0002 | 1195.5556 | | | | |

konsistenten Ergebnissen führt. Das Ergebnis aus Abschnitt 5 wird durch den signifikant von Null verschiedenen Parameter für $\rho_{\varepsilon\eta}$ des Maximum-Likelihood-Modells bestätigt. Dieser empirische Befund kann jedoch nicht verallgemeinert werden, da für jedes Item ein spezifischer Mechanismus der Antwortausfälle zu erwarten ist.

Literatur

- BELLMANN, L. (1997): “Das Betriebspanel des IAB,” in *Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Panel-Studien*, ed. by R. Hujer, U. Rendtel, and G. Wagner, pp. 169–182. Vandenhoeck und Ruprecht, Göttingen.
- BELLMANN, L., AND A. KÖLLING (2000): “The IAB-Establishment Panel as an Instrument for Scientific Research,” Paper prepared for the Ninth International Conference on Panel Data, June 22nd - 23rd, Geneva.
- BURDETT, K., AND D. MORTENSEN (1998): “Wage Differentials, Employer Size and Unemployment,” *International Economic Review*, 39(2), 257–273.
- GERLACH, K., AND E. SCHMIDT (1989): “Unternehmensgröße und Entlohnung. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung,” *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 24(3), 355–373.
- GRUETTER, M., AND R. LALIVE (2004): “The Importance of Firms in Wage Determination,” Discussion paper no. 1367, IZA.
- HANSEN, B., AND G. REHN (1956): “On Wage-Dirft - a Problem of Money-Wage Dynamics,” *Ekonomisk Tidskrift*.
- HAUSMAN, J. A. (1978): “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- HAUSMAN, J. A., AND D. A. WISE (1979): “Attrition Bias in Experimental Panel Data: The Gary Income Maintenance Experiment,” *Econometrica*, 47(2), 455–474.
- HECKMAN, J. J. (1979): “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47(1), 153–162.
- KÖLLING, A. (2000): “The IAB-Establishment Panel,” *Schmollers Jahrbuch*, 120, 291–300.
- LITTLE, R. J. A., AND D. B. RUBIN (1987): *Statistical Analysis with Missing Data*. John Wiley & Sons, New York.

- NIJMAN, T., AND M. VERBEEK (1992): “Nonresponse in Panel Data: The Impact on Estimates of a Life Cycle Consumption Function,” *Journal of Applied Econometrics*, 7(3), 243–257.
- RENDTEL, U. (2002): “Attrition in Household Panels: A Survey,” Working paper, CHINTEX.
- RIDDER, G. (1990): “Attrition in Multi-Wave Panel Data,” in *Panel Data and Labor Market Studies*, ed. by J. Hartog, G. Ridder, and J. Theeuwes, pp. 45–68. North-Holland, Amsterdam, 2nd edn.
- VELLA, F., AND M. VERBEEK (1999): “Two-step Estimation of Panel Data Models with Censored Endogenous Variables and Selection Bias,” *Journal of Econometrics*, 90, 239–263.
- VERBEEK, M., AND T. NIJMAN (1992): “Testing for Selectivity Bias in Panel Data Models,” *International Economic Review*, 33(3), 681–703.
- (1996): “Incomplete Panels and Selection Bias,” in *The Econometrics of Panel Data. A Handbook of the Theory with Applications*, ed. by L. Mátyás, and P. Sevestre, pp. 449–490. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 2nd edn.
- YELLEN, J. L. (1984): “Efficiency Wage Models of Unemployment,” *American Economic Review*, 74, 200–205.
- ZABEL, J. E. (1998): “An Analysis of Attrition in Panel Study of Income Dynamics and Program Participation with an Application to a Model of Labor Market behaviour,” *Journal of Human Resources*, 33(2), 479–506.
- ZILIAK, J. P., AND T. J. KNIESNER (1998): “The Importance of Sample Attrition in Life Cycle Labor Supply Estimation,” *Journal of Human Resources*, 33(2), 507–530.