1. Inflation

„Wenn die Regierung das Geld verschlechtert, um alle Gläubiger zu betrügen, so gibt man diesem Verfahren den höflichen Namen Inflation.“
George Bernard Shaw

In Zeiten der Währungsunion scheint der Wert des Geldes in Europa wieder eine sehr sensible Angelegenheit zu sein. Das Schlagwort vom Euro=Teuro verunsichert die Konsumenten und lässt Ältere mit Grauen an vergangene Zeiten denken. Warum müssen wir uns über Geldentwertung eigentlich Gedanken machen? Was treibt diesen Prozess?

Bevor ich mich zur Bedeutung der Geldentwertung äußere, möchte ich noch einige Vorbemerkungen über die Rolle des Geldes und die Messung von Geldentwertung machen.

Geld hat im Prinzip drei Funktionen: es dient als Transaktionsmittel und erleichtert damit den Handel mit Gütern und Dienstleistungen, es dient als Wertaufbewahrungsmittel zwischen räumlich bzw. über die Zeit verteilten Handelsplätzen und es ist eine einfache Zähleinheit zum Wertvergleich. Alle Güter und Dienstleistungen beziehen ihren Wert aus dem Betrag an Geld, der dafür ausgegeben werden muss. Geld übernimmt damit in der Praxis die Rolle des aus der Mikroökonomie bekannten Numéraire-Gutes.

Details dazu finden sich in „A Financial History of Western Europe“ von Charles P. Kindleberger, Oxford University Press, New York - Oxford, 1993.

Den relativen Wert eines Gutes bzw. einer Dienstleistung zum Geld nennt man den Preis. In der Makroökonomie rechnen wir meistens mit Preisindizes wie dem Verbraucherpreisindex oder dem Deflator des Bruttoinlandsproduktes. Preisindizes fassen den Wert aller Konsumgüter bzw. aller produzierten Waren und Dienstleistungen zum Geld zusammen. In einem Verbraucherpreisindex (VPI) P_{Ct} werden zum Beispiel die Preise der wichtigsten $1, ..., N$ konsumierten Güter und Dienstleistungen folgendermaßen in Periode t zusammengefasst

$$P_{Ct} = w_1\left(\frac{P_{1t}}{P_{1B}}\right) + w_2\left(\frac{P_{2t}}{P_{2B}}\right) + \ldots + w_N\left(\frac{P_{Nt}}{P_{NB}}\right) = \sum_{i=1}^{N} w_i\left(\frac{P_{it}}{P_{iB}}\right),$$

und mit dem Preis im Basisjahr B des Index verglichen. Die Bedeutung des i-ten Bestandteils im Warenkorb wird durch das Gewicht w_i angegeben. Je mehr von einem Bestandteil konsumiert wird, desto größer ist sein Gewicht im Index und desto stärker schlagen dessen Preisänderungen auf den Wert von P_{Ct} durch. Im Basisjahr beträgt der Wert des Index $P_{Ct}=1$, weil $t=B$ gilt und damit die Preise identisch sind. Die publizierten Preisindizes werden meistens mit 100 multipliziert, sodass $P_{Ct}=100$ im Basisjahr gilt.

Es gibt mehrere Verfahren zur Konstruktion von Preisindizes. Das hier vorgestellte Verfahren wird als Laspeyre-Verfahren bezeichnet und beruht auf einem konstanten Konsumkorb, d. h. die Gewichte der einzelnen Güter und Dienstleistungen w_i bleiben konstant. Einen raschen Überblick über Verbraucherpreisindizes mit unterschiedlichen Basisjahren und für einige einzelne Gütergruppen aus Österreich gewinnt man auf der website des WIFO unter der Adresse www.wifo.ac.at oder der Statistik Austria unter www.statistik.at.

Die meisten Einführungslehrbücher zur Statistik geben einen Überblick zur Konstruktion von Preisindizes, z.B. „Statistik für Sozial- und Wirtschaftswissenschaften“, 11te Auflage von Peter Hackl und Walter Katzenbeisser, Oldenbourg Verlag, München, 2000, Sektion 5.1.

Der Boskin-Report („Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living“ von M.J. Boskin, E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches und D. Jorgenson, Final Report to the Senate Finance Comittee, Dec. 4th 1996) zeigt die Schwächen von Preisindizes in der Wiedergabe der Geldentwertung auf. Im Journal of Economic Perspectives vom Winter 1998 gibt es mehrere Beiträge zu diesem Thema. Im Monatsbericht der Deutschen Bundesbank „Probleme der Inflationsmessung“, 1998 (5), S. 53-66, werden diese Erkenntnisse auf Deutschland umgelegt; diese Erfahrungswerte können auch auf Österreich übertragen werden.

Die Inflationsrate $\pi_t \times 100\%$ misst die prozentuelle Veränderung eines Preisindex zwischen zwei aufeinanderfolgenden Beobachtungsperioden, also

$$\pi_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}.$$

Mit diesem Hintergrundwissen kann man Geldentwertung leicht definieren: es ist also das Phänomen, dass ein Haushalt für ein und denselben Konsumkorb im Laufe der Zeit mehr und mehr Geld ausgeben muss. Gemessen wird die Geldentwertung durch eine positive Inflationsrate, das heißt einen anhaltenden Anstieg des Preisindex gegenüber Vorperioden.

Vielleicht sollte man an dieser Stelle erwähnen, dass in der Ökonometrie oft eine alternative Definition der Inflationsrate verwendet wird, nämlich

$$\pi_t = \log P_t - \log P_{t-1}.$$

Es wird damit in dieser Variante ein kontinuierlicher exponentieller Wachstumsprozess $P_t = P_{t-T} \cdot \exp(\pi_t \cdot T)$ unterstellt, der nur näherungsweise gilt.

Für $T=1$ ergibt sich $P_t = P_{t-1} \cdot \exp(\pi_t)$ und daher $\pi_t = \log(P_t / P_{t-1})$. Man bemerke, dass hier und im Rest des Textes log stets den natürlichen Logarithmus (zur Basis e) bezeichnet.

Dass der Unterschied in der Praxis kaum ins Gewicht fällt, erklärt sich aus der Tatsache, dass (kleine) relative Änderungen mit den absoluten Differenzen der (natürlichen) Logarithmen nahezu übereinstimmen.

Wegen des ähnlichen Verhaltens der Funktionen $x-1$ und $\log x$ an der Stelle 1 (vergleiche die Taylor-Entwicklung von $g(x) = \log x$, also $\hat{g}(x) = g(x_0) + \{d\, g(x) / dx\}_{x=x0} \cdot (x-x_0)$ + Rest = $x-1$ + Rest, für $x_0=1$).

Für große Veränderungsraten funktioniert die Annäherung allerdings schlecht und kann zu einem schwerwiegenden Fehler führen. Zum Beispiel stieg der

Verbraucherpreisindex in der Türkei von 618,3 im Jahre 1998 auf 1019,7 im Jahre 1999. Das entspricht einer Wachstumsrate von 65%, während die Differenz der Logarithmen nur 50% Preissteigerung anzeigt.

Nun aber zurück zur Geldentwertung, wieso kommt es denn dazu?

Die Geldentwertung ist ein uraltes Phänomen, das es bereits ohne die heute vorherrschende Form des Geldes, nämlich Banknoten und Bankguthaben, gab. Durch Verkleinern von Münzen aus Edelmetall wurde schon lange der Münzwert verringert. Heute geschieht dies vorwiegend durch die Schaffung von Giralgeld bzw. den Druck von Banknoten. Daher wirkt der Umstieg von einer bewährten Einrichtung wie der Deutschen Bundesbank mit einer Reputation für niedrige Inflationsraten zur neuen Europäischen Zentralbank, für die es noch keine Erfahrungswerte gibt, verunsichernd.

Inflation kann nicht nur durch die Ausweitung des Geldangebots entstehen, sondern kurzfristig auch, wenn das Angebot an Gütern und Dienstleistungen nicht ausreicht, um die Nachfrage zu decken.

Also nochmals, warum ist Geldentwertung für uns überhaupt von Interesse?

Die Formel für den Verbraucherpreisindex zeigt bereits ein mikroökonomisches Problem der Geldentwertung. Da die Preisentwicklung mehrerer Komponenten den VPI bestimmt, kann der Anstieg des Index auch verschiedene Ursachen haben. Im Fall der so genannten „reinen Inflation“ steigen alle Preise und Löhne im selben Ausmaß. In diesem Fall stellt Inflation nur eine kleine Unannehmlichkeit dar, weil in den Unternehmen „nur“ die Kosten der geänderten Preisauszeichnung anfallen, und private Haushalte Kosten der Preisbeobachtung auf sich nehmen müssen. Die Reallöhne bleiben ebenso konstant wie der relative Preis zwischen z. B. einem Laib Brot und einem Haarschnitt. Damit bleiben sowohl die Produktionsentscheidungen der Unternehmen als auch die Konsumentscheidung der privaten Haushalte von der Geldentwertung unberührt.

Leider gibt es in der Praxis keine „reine Inflation“. Unternehmen ändern ihre Produktpreise zu unterschiedlichen Zeitpunkten und das Lohnniveau ist oft in Verträgen mit fester Laufzeit fixiert. Besonders Finanzverträge haben oft lange Laufzeiten mit einem festen nominellen Zinssatz, z. B. 30-jährige Staatsanleihen oder Hypothekarkredite, und selbst wenn sie einen Anpassungsmechanismus an die Inflationsrate beinhalten, erfolgt eine Preisänderung immer mit einer gewissen Verzögerung. Dadurch verursacht Inflation eine Verzerrung der Produktions- und Konsumentscheidung, letztlich entsteht neben der Unsicherheit ein Wohlstandsverlust für die Gesellschaft.

Darüber hinausgehend hat die Geldentwertung Verteilungseffekte. Alle Personen bzw. Institutionen mit einem nominell festgelegten Zahlungsanspruch oder amtlich fixierten Preisen leiden unter unerwarteter Inflation. Dazu zählen u. a. Pensionisten, unselbständig Erwerbstätige mit einem laufenden Kollektivvertrag, alle Arten von Gläubigern mit festverzinslichen Forderungen.

Umgekehrt profitieren Schuldner bzw. Unternehmen von den niedrigeren Realzinsen und Reallöhnen.

Gibt es theoretische Modelle dafür, wie die wirtschaftliche Aktivität durch Inflation beeinflusst wird?

Ja, in der Makroökonomie gibt es zwei Konzepte dafür. Erstens die so genannte Phillipskurve. Sie beschreibt den empirischen Zusammenhang zwischen der Inflationsrate und der Abweichung der aktuellen Arbeitslosenrate vom Niveau der natürlichen Arbeitslosenrate (siehe Blanchard und Illing, 2006, Kapitel 8, S. 149).

Zweitens das Konzept der aggregierten Nachfragefunktion, die das Wirtschaftswachstum mit dem Unterschied zwischen Geldmengenwachstum und Inflationsrate zusammenbringt. Die Ableitung der aggregierten Nachfragefunktion beruht auf dem bekannten IS-LM-Modell und berücksichtigt dadurch sowohl die Auswirkungen der Inflation auf dem Güter- als auch auf den Geldmarkt.

Eine der Schlüsselgrößen zur Einschätzung der Wirkung von Inflation auf andere gesamtwirtschaftliche Größen ist die Geldnachfrage (vergleiche Blanchard und Illing, 2006, Abschnitt 4.1). Je nachdem, wie stark die Wirtschaftssubjekte ihre Geldnachfrage an die aktuelle und erwartete Inflation anpassen, gibt es mehr oder weniger starke Auswirkungen in der Realwirtschaft. Die Geldnachfrage übernimmt so etwas wie eine Pufferrolle zwischen Finanz- und Realwirtschaft.

Was bestimmt eigentlich die Geldnachfrage?

Die Geldnachfrage wird durch den Bedarf an Liquidität und der Höhe des nominellen Zinssatzes bestimmt. Je mehr wirtschaftliche Transaktionen stattfinden, desto mehr Liquidität brauchen die einzelnen Markteilnehmer zur Abwicklung ihrer Geschäfte. Dadurch steigt mit höherem Realeinkommen (Y) auch der Bedarf am Transaktionsmedium Geld. Andererseits verursacht Bargeld Opportunitätskosten in Form des entgangenen Zinsertrags. Je höher der Zinsverlust aus dem Halten nicht oder niedrig verzinster Barmittel ist, desto geringer wird die Geldnachfrage sein.

Wiederum interessiert uns nur die reale Geldnachfrage, die so genannte Nachfrage nach Realkasse, weil der Wert des gehaltenen Geldes durch die Kaufkraft, mit der Güter erworben werden können, bestimmt wird. Die reale Geldnachfragefunktion M^d sieht vereinfacht folgendermaßen aus:

$$M^d/P = Y\,L(r+\pi^e).$$

Der nominelle Zinssatz ist in der Geldnachfragefunktion bereits entsprechend der Fisher-Gleichung in die beiden Komponenten Realzinssatz r und erwartete Inflationsrate π^e zerlegt, $L(.)$ bezeichnet eine vorgegebene Funktion.

Das Gleichgewicht am Geldmarkt verlangt, dass die Geldnachfrage dem Geldangebot entspricht:

$$M^d/P = Y\,L(r+\pi^e) = M/P, \tag{1.1}$$

womit ein Punkt auf der LM-Kurve fixiert wird (siehe Blanchard und Illing, 2006, Abschnitt 5.3).

1.1 Hyperinflation

Wenden wir uns nun einem Ausnahmezustand nämlich der so genannten Hyperinflation zu. Während einer Hyperinflation steigt das Preisniveau von Monat zu Monat mit mindestens zweistelligen Zuwachsraten, sodass innerhalb kürzester Zeit der Preis eines Produktes um ein Vielfaches steigt. Ein Extrembeispiel aus der deutschen Hyperinflation der 20er Jahre: ein Laib Brot kostete im Oktober 1923 6 Mrd. Mark, bereits im November 1923 betrug der Preis unglaubliche 428 Mrd. Mark; das entspricht einem Zuwachs um etwa 7033%.

Warum sollen wir uns jetzt schon mit solch eher untypischen und extremen Verhältnissen beschäftigen?

Das ist leicht erklärt: Ausnahmezustände in der wirtschaftlichen Entwicklung sind ein besonders günstiger Zeitraum zur Überprüfung theoretischer Modelle. Die Dauer solcher Perioden ist meistens eng begrenzt. Damit entsteht für die Wirtschaftswissenschaft ein sozusagen natürliches Experiment, in dem die Rahmenbedingungen vergleichsweise genau feststehen und in der die Grenzwertbetrachtung theoretischer Modelle auch in den aggregierten Daten zu messbaren, vergleichsweise großen marginalen Änderungen führt. Zum Lernen hat das auch den zusätzlichen Vorteil, dass die Datenmenge klein bleibt und daher die Rechenschritte leichter nachzuvollziehen sind.

Zurück zu den Hyperinflationen: diese sind nicht nur auf die Wirtschaftsgeschichte beschränkt. Sie entstehen immer wieder in Situationen, wenn das Wachstum der Geldmenge außerordentlich hoch ist. In einer klassischen Arbeit dokumentiert Phillip Cagan (1956) den Zusammenhang zwischen Hyperinflation und hohem Geldmengenwachstum in der Zeit nach dem ersten Weltkrieg in Europa.

Blanchard und Illing (2006) zeigen für einige Länder Lateinamerikas mehrere Perioden mit Hyperinflation zwischen 1976 und 1995.

Als Ursache des hohen Geldmengenwachstums ist allen Hyperinflationsperioden ein hohes Budgetdefizit des Staates gemein. Makroökonomische Schocks, oft im Gefolge eines Krieges, machen es der Regierung schwer bzw. unmöglich die Ausgaben über gewöhnliche Steuereinnahmen bzw. Ausgabe von Staatsanleihen zu finanzieren. Deshalb nützt die Regierung in Zusammenarbeit mit der Zentralbank als alternative Finanzierungsquelle das Monopol der Münz- bzw. Geldausgabe ΔM zur Finanzierung des nominellen laufenden Budgetdefizits $\$D$.

Im Extremfall wird das gesamte laufende Defizit durch die Geldausgabe finanziert:

$$\Delta M = \$D.$$

Da nominelle Einheiten in einer Hyperinflation wenig Aussagekraft haben, sollten beide Seiten dieser Gleichung durch das Preisniveau P des laufenden Monats dividiert werden:

$$\Delta M/P = D,$$

wobei D den realen Wert des öffentlichen Budgetdefizits im laufenden Monat darstellt. Der Ausdruck auf der rechten Seite dieser Gleichung gibt den realen Wert der Einnahmen aus der Geldschöpfung an. Der Realwert der Geldschöpfung wird oft auch als Seignorage bezeichnet und dient zur Finanzierung des Fehlbetrags in den öffentlichen Finanzen.

In diesem Zusammenhang ist es interessant, dass es eine optimale Rate der Geldschöpfung gibt. Sie folgt aus der Höhe des monatlichen Budgetdefizits und der Gleichgewichtsbedingung am Geldmarkt. Denn das zusätzliche Geldangebot muss von Unternehmen und Haushalten auch tatsächlich nachgefragt werden.

In Perioden mit stark wachsender Geldmenge bzw. Hyperinflation kann man davon ausgehen, dass sowohl das Realeinkommen Y als auch der Realzinssatz r im Vergleich zum Preisniveau und der Geldmenge in der Gleichung (1.1) vernachlässigbar sind. Ich kennzeichne diese Annahme durch Querbalken über beiden Variablen. Unter dieser durchaus plausiblen Annahme hängt der reale Ertrag aus der Geldschöpfung nur mehr von der Wachstumsrate der Geldmenge und der erwarteten Inflation ab:

$$\begin{aligned} \frac{\Delta M}{P} &= \frac{\Delta M}{M}\frac{M}{P} \\ &= \frac{\Delta M}{M}\left[\bar{Y}L\left(\bar{r}+\pi^{e}\right)\right] \end{aligned}$$

Zusätzliche Geldschöpfung hat für das Gleichgewicht am Geldmarkt zwei entgegengesetzt wirkende Folgen. Einerseits steigt durch eine Erhöhung des Geldmengenwachstum der Ertrag aus der Geldschöpfung. Andererseits steigert das Geldmengenwachstum sowohl die aktuelle als auch die erwartete Inflationsrate und senkt damit die Nachfrage an Realkasse; dadurch sinkt der Ertrag aus der Geldschöpfung. Die Höhe des Ertrags aus Seignorage hängt also sehr von der Geschwindigkeit ab, mit der die Wirtschaftssubjekte ihre Inflationserwartung und damit die Nachfrage nach Realkasse anpassen.

Cagan untersuchte die Hypothese, dass in einer Hyperinflation die Schwankung in der Nachfrage an Realkasse nur durch die Fluktuation der erwarteten Inflationsrate bestimmt ist. Umgelegt auf die einfache Geldnachfragefunktion von oben, wird getestet, ob das Vernachlässigen des Realeinkommens und des

Realzinssatzes in der Untersuchung von Hyperinflationen eine gerechtfertigte Annahme ist.

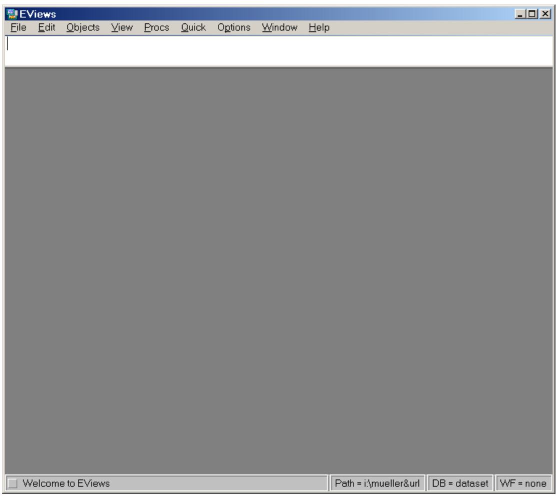
1.2 Dateneingabe

An dieser Stelle bietet es sich an, einmal die Daten sprechen zu lassen. Einer der von Cagan verwendeten Datensätze ist aus den frühen Zwanzigerjahren des vorigen Jahrhunderts aus Österreich. Die Daten sind im Anhang seines Beitrags abgedruckt. Wir wollen diese Daten in unserer weiteren beispielhaften Analyse verwenden.

Wie bekomme ich eigentlich Daten zur weiteren Bearbeitung in ökonometrische Programmpakete wie EVIEWS hinein?

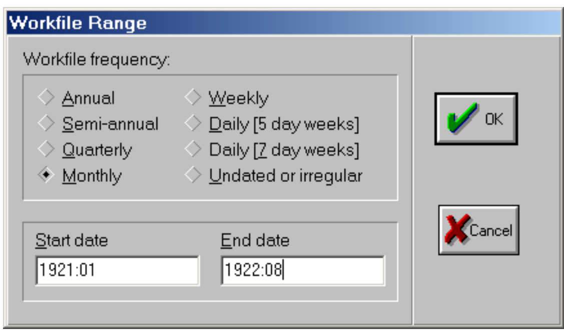
EVIEWS ist in einer Version für Studierende (Version 4.1) verfügbar, alle Berechnungen in diesem Buch wurden, wo nicht anders vermerkt, mit dieser Version durchgeführt. Auf der EVIEWS homepage http://www.eviews.com finden sich Informationen zum Bezug, Installation oder weiteren Versionen. Unter dem Menüpunkt Help versteckt sich übrigens ein ausgezeichnetes Hilfesystem inklusive Ausführungen zur statistischen Methodik.

Das ist für die verschiedenen Programme recht unterschiedlich. Zum Datenaustausch wird üblicherweise das universelle ASCII-format verwendet. Dann verwenden die einzelnen Programmpakete recht unterschiedliche Datenkodierungen bis hin zu eigenständigen Datenbankkonzepten.



In EVIEWS müssen wir zuerst ein so genanntes workfile erstellen, wo den Zeitreihen Namen und Zeitbereiche zugeordnet werden. Nach dem Starten von EVIEWS erhält man neben stehendes Standardfenster.

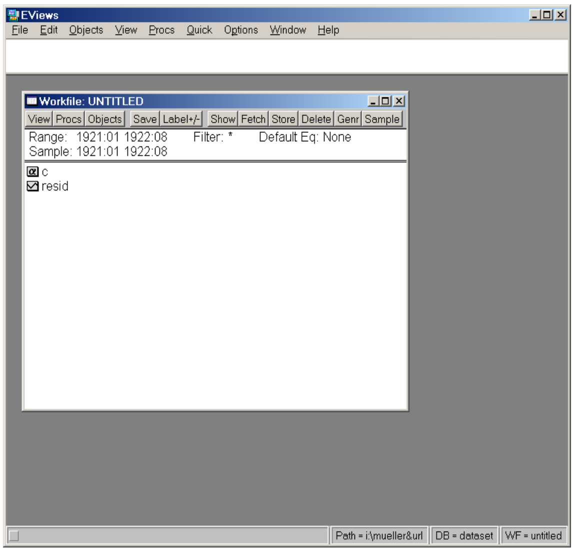
Es besteht aus dem Befehlsmenü (Hauptleiste, ganz oben), der Kommandozeile (weiß), der Statuszeile (ganz unten) und einer größeren grauen Fläche, auf der die Input- und Outputfenster geöffnet werden. Durch die Auswahl File - New-Workfile gelangt man in das neben stehende Menü zur Festlegung des Zeitbereichs.



Hier wählen wir für unser Beispiel monatliche Daten von Jänner 1921 bis August 1922 (nur für diesen Bereich liegt der komplette Datensatz vor). Selbstverständlich muss man bei dieser Auswahl schon die Struktur der Daten kennen.

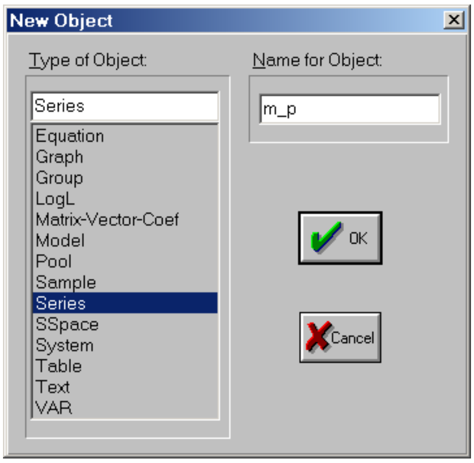
In EVIEWS erhält man nun im Anschluss ein workfile-Fenster, das ein eigenes Befehlsmenü enthält. Darunter befindet sich eine Statuszeile (mit Angaben z.B. über den gewählten Zeitbereich – Range) und eine Objektfläche auf der die beiden Objekte `c` und `resid` – als bezeichnete Icons - abgelegt sind. Wir werden die Bedeutung dieser beiden Objekte später behandeln.

Zunächst wollen wir die in der nachstehenden Tabelle zur Verfügung gestellten Zeitreihen für die reale Geldmenge *M/P*, die aktuelle Inflationsrate π und die von Phillip Cagan errechnete erwartete Inflationsraten π^e in das workfile überführen.

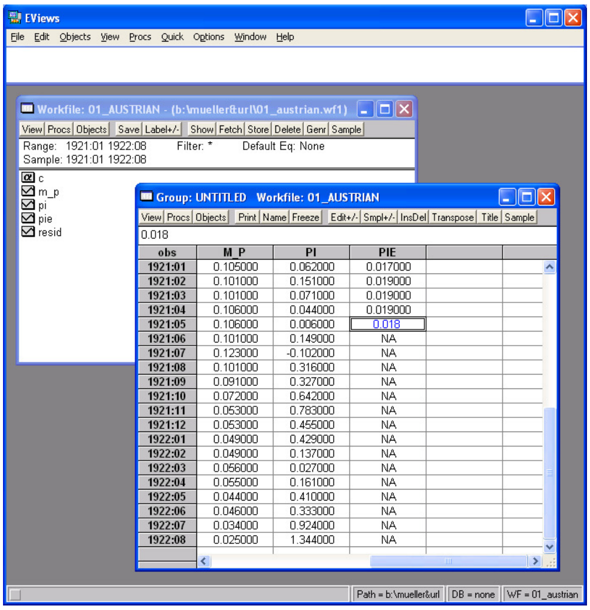


Die erwartete Inflationsrate ist nicht messbar und muss mit Hilfe einer Annahme über den Erwartungsbildungsprozess berechnet werden. Phillip Cagan verwendet die Annahme, dass die erwartete Inflationsrate proportional zum Prognosefehler jedes Monats revidiert wird und schätzt sie in einem zweistufigen Verfahren. Wir übernehmen der Einfachheit halber die von Cagan berechneten Werte ohne auf dieses Verfahren im Detail einzugehen. Zuvor haben wir die Angaben in Logarithmen zur Basis 10 in natürliche Logarithmen transformiert.

M/P	π	π^e
0.1053	0.0601	0.0382
0.1010	0.1407	0.0428
0.1010	0.0682	0.0440
0.1064	0.0431	0.0440
0.1064	0.0058	0.0421
0.1010	0.1391	0.0470
0.1235	-0.1075	0.0394
0.1010	0.2747	0.0509
0.0909	0.2832	0.0622
0.0719	0.4960	0.0834
0.0535	0.5782	0.1075
0.0532	0.3753	0.1204
0.0485	0.3569	0.1319
0.0488	0.1283	0.1319
0.0556	0.0269	0.1266
0.0546	0.1492	0.1278
0.0444	0.3435	0.1384
0.0461	0.2871	0.1458
0.0342	0.6544	0.1704
0.0252	0.8517	0.2038

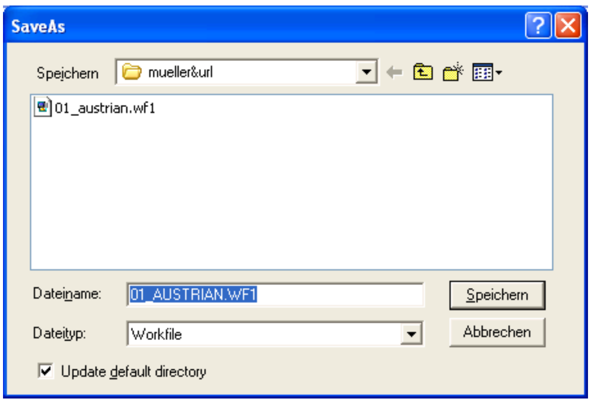


Das Überführen der Daten kann entweder durch direkte Eingabe in das Spreadsheet von EVIEWS oder durch Importieren erfolgen. Im ersteren Fall wählen wir aus einem der beiden Objects-Menüs `Objects - New Objects` und im anschließenden Kontextmenü als Objekttyp Zeitreihe (Series).



Nach erfolgter Benennung (hier `m_p` weil der Bruchstrich für Namen nicht zur Verfügung steht) steht das neue Objekt auf der Objektfläche zur Weiterverarbeitung bereit. Nach Doppelklicken des Objekts (oder des zugehörigen Namens) öffnet sich das Spreadsheet und die Daten können direkt – gegebenenfalls nach Aktivierung des `Edit+/-` Buttons – eingegeben werden. Alternativ kann auch über das Menü `Quick - Empty Group (Edit Series)` eine Gruppe von Zeitreihen gemeinsam eingegeben werden. Diese Gruppe muss anschließend benannt werden und steht dann sowohl als Gruppenobjekt als auch in Form einzelner Zeitreihen zur Verfügung.

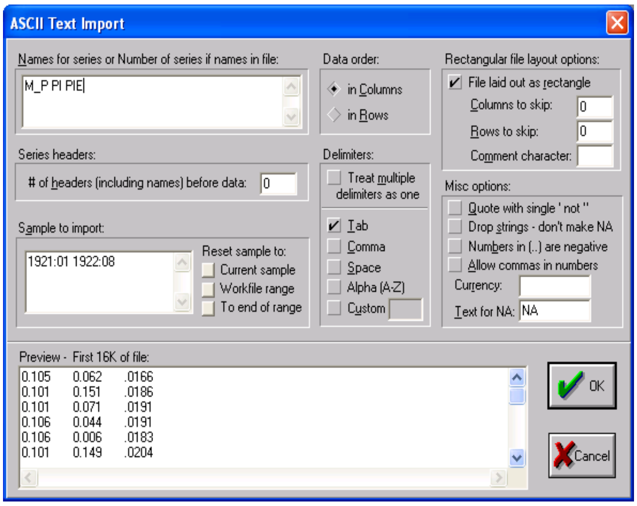
Wie kann ich sicherstellen, dass mir die Daten nicht mehr verloren gehen?



Zum Abschluss der Dateneingabe empfiehlt es sich, das workfile zu benennen (wir wählen hier „`01_austrian`“ analog zur Kapitelnummer) und zu speichern. Durch Anklicken der Box `Update default directory` kann auch das Verzeichnis fixiert werden. Auf dem Speichermedium wird ein file mit Namen `01_austrian.wf1` erstellt.

Eine weitere Möglichkeit zur Dateneingabe ist das Importieren von Fremdformaten.

In EVIEWS verwendet man dazu das Menü File – Import – Read Text-Lotus-Excel. Nach Wahl der Datei mit entsprechendem Typ, z.B. ASCII-Text öffnet sich ein Kontextfenster mit einer Reihe von – relativ selbsterklärenden – Importoptionen.



Nach erfolgreicher Dateneingabe stehen uns nun die Zeitreihenobjekte m_p (steht für *M/P*), pie (für π^e) und pi (für π) zur Verfügung. Letzteres, die tatsächliche Inflationsrate, werden wir vorerst ignorieren und zu einem geeigneten Zeitpunkt wieder darauf zurückzukommen.

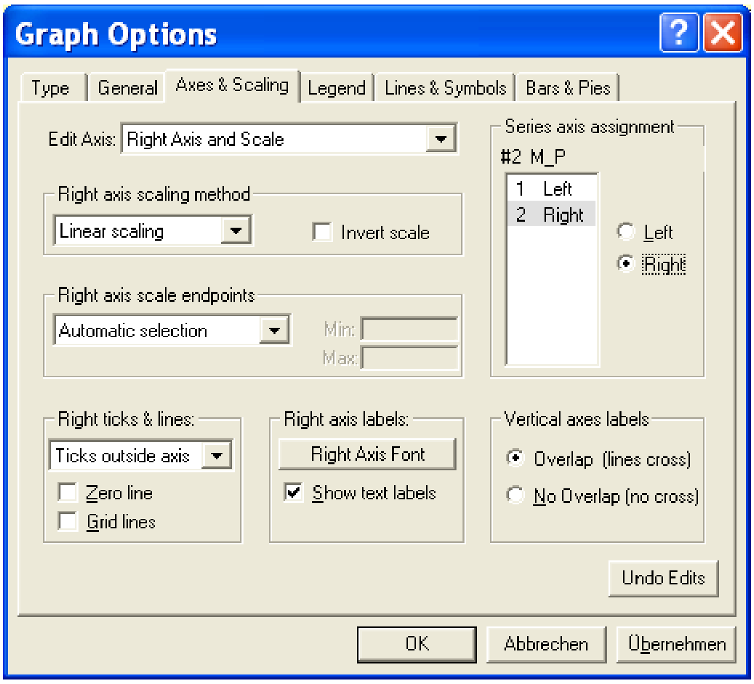
1.3 Grafische Darstellung von Daten

Um einen ersten Eindruck von den beiden betrachteten Zeitreihen zu erhalten, ist eine Liniengrafik zu empfehlen.

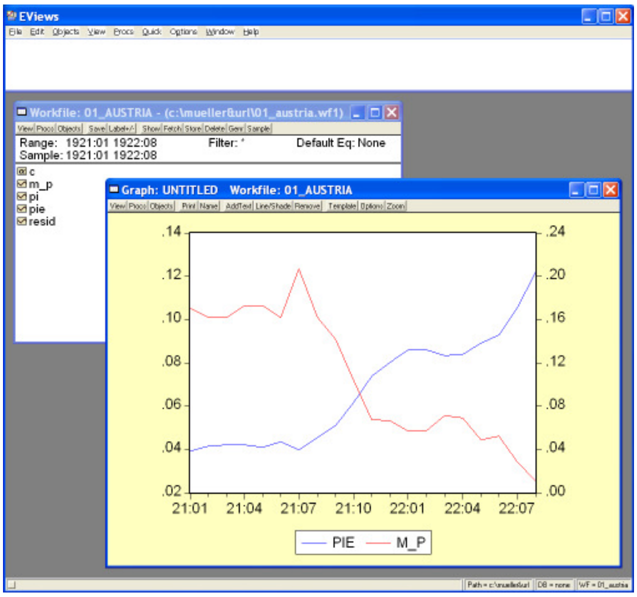
Grafiken lassen sich in EVIEWS grundsätzlich auf zwei Arten erzeugen: über das Quick – Graph Menü aus der Hauptleiste oder nach Öffnen einer Gruppe über das View – Graph Menü aus der Leiste des Gruppenfensters. Diese verwirrende Uneinheitlichkeit ist leider typisch für EVIEWS: oft findet sich unter identisch benannten Menüpunkte Unterschiedliches oder eben wie oben Identisches in unterschiedlichen Menüs. Verwenden wir aber zunächst die erstgenannte Methode.

Es ist praktisch, die darzustellenden Zeitreihen zuerst auf dem Arbeitsblatt zu markieren. Man hält dazu die Strg-Taste gedrückt und linksklickt die betreffenden Icons der Reihe nach an. Achtung: die Reihenfolge der Selektion wirkt sich in der Folge noch dahingehend aus, welche Zeitreihe auf welcher Achse aufgetragen wird! Nach Bestätigung der nebenstehenden Liste wird dann zunächst eine Grafik mit gemeinsamer Skalierung erstellt.

Wünscht man eine andere Darstellungsform, so muss man das Optionenmenü aktivieren. Um zum Beispiel eine unterschiedliche Skalierung für m_p und pie zu wählen, muss bei Axes & Scaling die rechte Achse wie nebenstehend aktiviert werden. Außerdem empfiehlt es sich Overlap zu wählen.



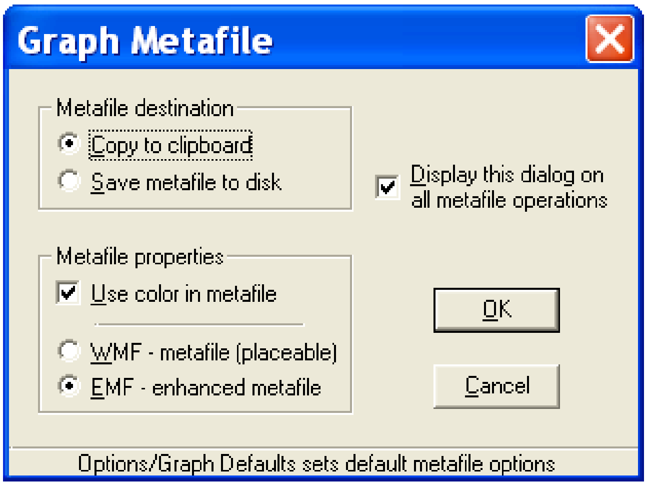
Nach solcher oder in anderen Programmen ähnlicher Vorgangsweise erhält man typischerweise eine Grafik von der neben stehenden Form aus der bereits gut die zu erwartende Gegenläufigkeit zu erkennen ist.



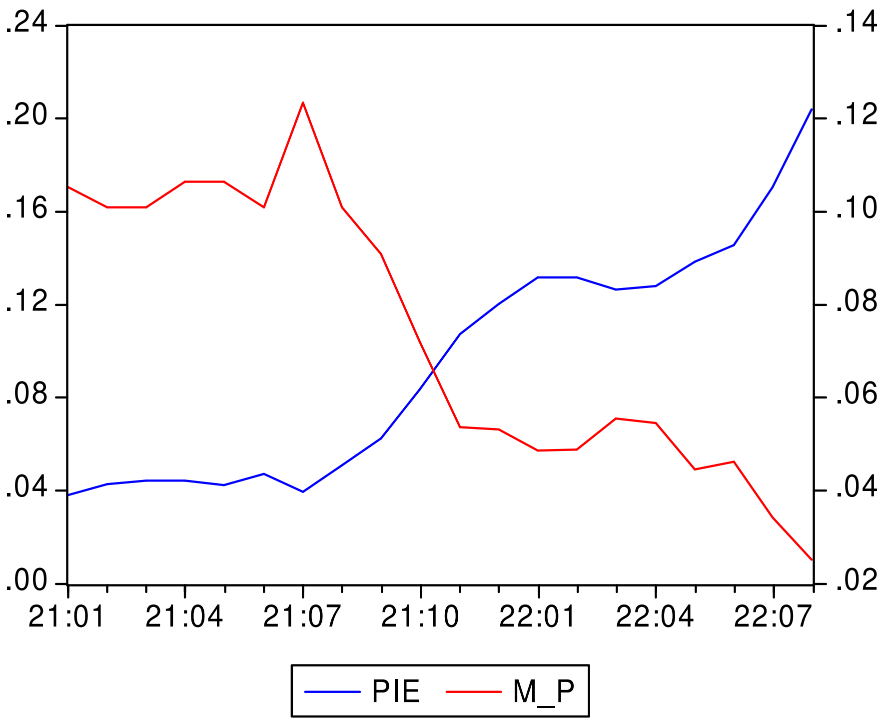
Der erste Eindruck ist oft der Beste. Wenn beide Zeitreihen mehr oder weniger parallel steigen würden, wäre das bereits der erste Hinweis auf eine Ablehnung unserer Hypothese. Es könnte aber auch einfach eine unzureichende Datentransformation verwendet worden sein. Wenn wir anstelle der erwarteten Inflationsrate das erwartete Niveau des Verbraucherpreisindex verwendet hätten, könnte zum Beispiel der Eindruck gleichförmig steigender Werte entstehen.

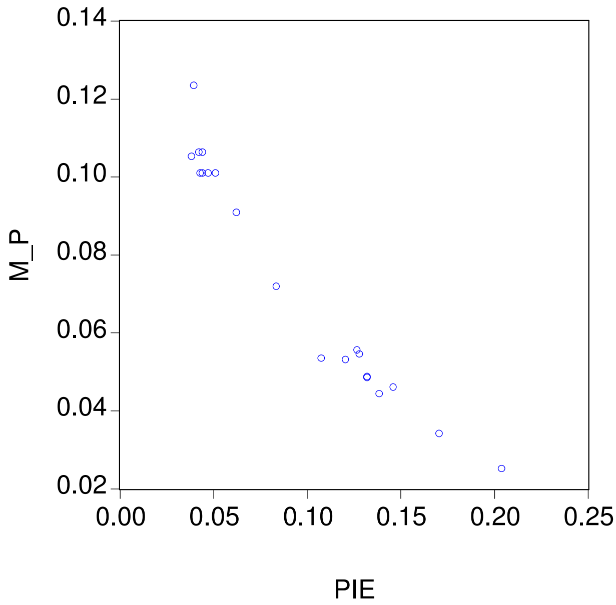
In unserem Fall ist die Transformation der Daten durch das Modell für den realen Ertrag der Geldschöpfung vorgegeben (es ist in Inflationsraten formuliert). In den meisten Fällen gibt es aber keine so klaren Vorgaben aus der Wirtschaftstheorie, sodass die Wahl der Transformationsart einen entscheidenden Stellenwert in der Analyse bekommt.

Übrigens, wenn ich an Analyse denke, fällt mir sofort die Dokumentation der Ergebnisse ein.



EVIEWS ist in dieser Hinsicht ein sehr angenehmes Programm. Grafiken können aus EVIEWS sehr leicht in andere Formate (z.B. MS-Word Dokumente) eingebunden werden. Das geht folgendermaßen: nach Rechts-klick in die Grafik wählt man Save Graph as Metafile und erhält neben stehendes Menü. Wählt man Copy to clipboard kann man anschließend die Grafik (siehe unten) problemlos in ein Textverarbeitungsprogramm einfügen.





Zur Verdeutlichung des negativen Zusammenhangs der betrachteten Reihen ist allerdings ein Streudiagramm (Scatter) besser geeignet.

Das sieht ja sehr eindeutig aus, genau wie es das Modell vorhersagt. In Monaten mit hoher erwarteter Inflation ist das Wachstum der realen Geldmenge niedrig und umgekehrt, aber wie kann ich das Ausmaß dieses offensichtlichen Zusammenhangs zwischen den beiden Reihen bewerten?

Zur Quantifizierung des Zusammenhangs zweier Zeitreihen wird üblicherweise der Pearson’sche Korrelationskoeffizient herangezogen, der hier aus

$$\rho = \frac{Kov(M/P, \pi^e)}{\sqrt{Var(M/P)Var(\pi^e)}}$$

errechnet wird und definitionsgemäß zwischen *–1* und *+1* liegt, wobei *-1* einen perfekten negativen Zusammenhang anzeigt, *+1* für perfekten positiven Zusammenhang und *0* für keinen Zusammenhang steht.

Zur Definition, Eigenschaften, Rechenregeln, Alternativen etc. siehe jegliche Statistik-Einführung, z.B. auch Hackl und Katzenbeisser (1994), Kapitel 13.

In EVIEWS lässt sich dieser Koeffizient z.B. über das Menü Quick – Group Statistics - Korrelations in Form einer Korrelationsmatrix (allen Paaren von Zeitreihen wird in Matrixform der Korrelationskoeffizient zugeordnet) ausgeben.

Der entsprechende Wert für das vorliegende Paar beträgt $\rho =$ *-0.974* und bestätigt den stark negativen optischen Zusammenhang.

Der Korrelationskoeffizient ist ein Maßstab für den linearen Zusammenhang zwischen zwei Variablen, das heißt die Punkte im Streudiagramm sollten ungefähr entlang einer geraden Linie liegen. Bei aufmerksamer Betrachtung der Grafik sieht man allerdings eine leichte Krümmung. Jeweils für besonders hohe

Werte der Inflationsrate ändert sich das Wachstum der Realkasse weniger stark und umgekehrt. Dieses Muster kann leicht mit den Kosten der Geldhaltung erklärt werden. Inflation wirkt wie ein negativer Zinssatz und vermindert die Kaufkraft entsprechend einer Diskontierungsregel exponentiell und damit nicht mehr linear.

1.4 Datentransformation

Zur weiteren Behandlung des Problems ist es deshalb offensichtlich notwendig, die nichtlineare Beziehung zwischen den beiden Reihen zu modellieren, um andere zusammenfassende Kenngrößen zur Assoziation entwickeln zu können. In der Statistik geschieht dies oft abstrakt und losgelöst von der substantiellen Aufgabenstellung zum Beispiel mit dem Box-Cox Verfahren (siehe etwa Greene, 2000, S.327), in der Ökonometrie werden wir auf wertvolle Inputs aus der ökonomischen Theorie nicht verzichten wollen. Gibt es also im vorliegenden Fall Überlegungen, die uns diesbezüglich weiterhelfen?

Ja, die gibt es. Cagan geht nämlich von folgender Geldnachfragefunktion aus:

$$M/P = \exp(-\alpha\pi^e - \gamma).$$

Die beiden Parameter α und γ sind konstant und positiv. Sie zeigen die durchschnittliche Reaktion der Wirtschaftssubjekte auf Änderungen der erwarteten Inflationsrate. Phillip Cagan unterstellt damit einen negativen exponentiellen Zusammenhang zwischen der erwarteten Inflationsrate und der nachgefragten Realkasse, d. h. mit steigender erwarteter Inflationsrate sinkt der gewünschte Bestand an Realkasse exponentiell.

Dieser Zusammenhang ist theoretisch plausibel, weil höhere Inflation die Kaufkraft des Geldes exponentiell vermindert. Gleichzeitig brauchen die Wirtschaftssubjekte mehr Geld um alle gewünschten Transaktionen durchführen zu können. Die Elastizität der Geldnachfrage in Bezug auf die erwartete Inflationsrate beträgt $-\alpha\pi^e$ und ist damit negativ und proportional zur erwarteten Inflationsrate.

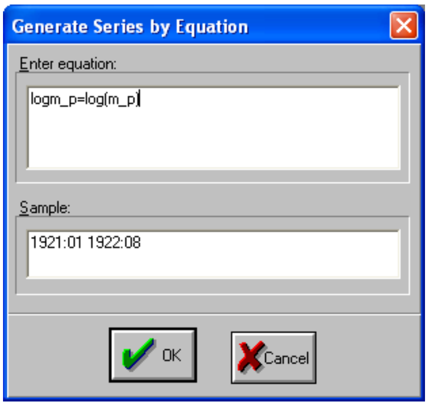
Die Elastizität, also das Verhältnis der prozentuellen Veränderungen, errechnet sich aus $(\pi^e / M/P) \cdot dM/P / d\pi^e = (\pi^e / M/P) \cdot M/P \cdot (-\alpha) = -\alpha\pi^e$.

Der nicht-lineare Zusammenhang zwischen Geldnachfrage und erwarteter Inflation kann leicht durch Logarithmieren beider Seiten der Gleichung in einen linearen Zusammenhang gebracht werden

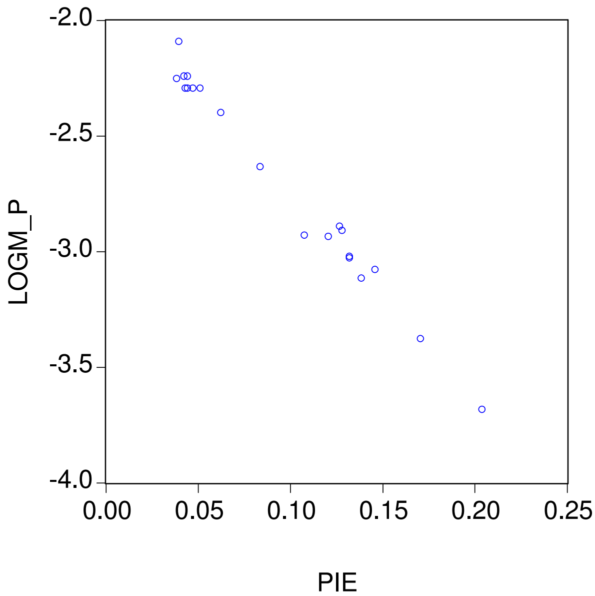
$$\log M/P = -\alpha\pi^e - \gamma.$$

Zur weiteren Analyse müsste also die Variable m_p einer logarithmischen Transformation unterzogen werden.

In EVIEWS erzeugt man sich dazu am besten eine neue Variable logm_p indem man entweder im Menü Quick aus der Hauptleiste oder über Proc aus der Gruppenleiste den Punkt Generate Series anwählt. Danach kann man in einer üblichen Gleichungsnotation die gewünschte Transformation durchführen.



Das neue Streudiagramm mit den transformierten Variablen logm_p und pie zeigt nun einen starken linearen Zusammenhang. Der entsprechende Korrelationskoeffizient ρ = *-0.992* lässt kaum Zweifel an der Adäquatheit der Cagan'schen Spezifikation zu.



Wir haben nun Cagans Modell für die Dynamik der Hyperinflation bestätigt, das ist schön und gut, aber ohne Information über dessen konkrete Struktur, also die Werte der Parameter – insbesondere α – ist das für einen Ökonomen noch so gut wie nutzlos.

In der Formel für die Berechnung der Elastizität dividiert man die Veränderungsrate der realen Geldmenge durch die Veränderung der erwarteten Inflationsrate. Wenn ich das für jedes Monat mache, erhalte ich die verschiedensten Werte für α, was einen etwas verwirrenden Eindruck schafft. Zur Vereinfachung könnte man aus diesen Elastizitäten den Mittelwert bilden oder man könnte auch die Elastizität aus dem Verhältnis der durchschnittlichen Veränderungsrate der realen Geldmenge zur durchschnittlichen Veränderung der erwarteten Inflationsrate bilden. Durch die Berechnung solcher Durchschnitte verliert man aber enorm viel Information aus der gemeinsamen

Schwankung beider Größen. Es gibt doch sicherlich ein Verfahren, bei dem man nicht soviel Information verliert?

Genau, zu diesem Zweck wurden so genannte Schätzverfahren entwickelt, die auf die eine oder andere Art versuchen, den Unterschied zwischen den beobachteten und den aus dem Modell bestimmten Werten so gering wie möglich zu halten.

In unserem Fall besteht das Modell aus einer linearen Beziehung zwischen der relativen Veränderung der realen Geldmenge und der erwarteten Inflationsrate.

Im Streudiagramm entspricht das der Geraden um die herum alle Beobachtungen liegen. Von einem Schätzverfahren spricht man, weil die Parameter des Modells ja nur auf Basis der endlichen Stichprobe geschätzt werden können. Die dafür erforderliche statistische Methodik nennt man Regression.

Dies deshalb, weil eine der ersten Anwendungen dieses Verfahrens – durch Sir Francis Galton 1886 – die Untersuchung der Abhängigkeit der Körpergrößen von Söhnen von denen der Väter und damit das Phänomen von „regression towards the mean“ (Söhne von kleinen Vätern sind tendenziell größer, Söhne von großen Vätern kleiner als diese) darstellte.

1.5 Ein Schätzverfahren

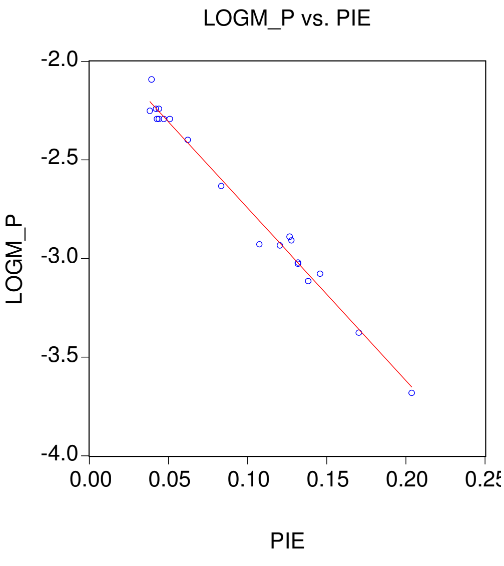
Das gebräuchlichste Regressionsverfahren ist die so genannte Kleinst-Quadrate Methode. Hierbei wird einfach die Summe der quadrierten vertikalen Abstände der Einträge im Streudiagramm von der Regressionsgeraden minimiert, in unserem Fall also

$$\min_{\alpha,\gamma} \Sigma_t(\log M_t/P_t + \alpha\pi_t^e + \gamma)^2.$$

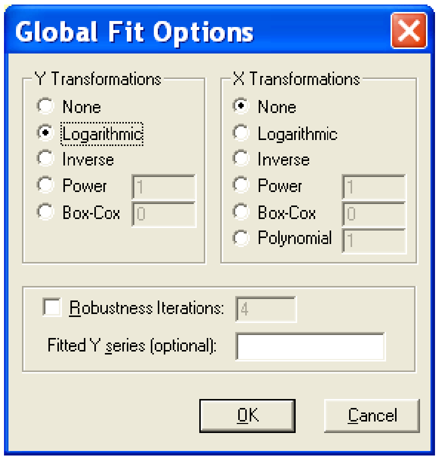
Die dieser Minimierungsaufgabe zugeordneten Lösungen $\hat{\alpha}$ und $\hat{\gamma}$ sind dann die Kleinst-Quadrate Schätzer der Parameter. Sie definieren die Lage und Steigung der Regressionsgeraden.

Analytisch geschieht dies durch partielles Ableiten $\partial\Sigma_t(\log M_t/P_t + \alpha\pi_t^e+\gamma)^2/\partial\alpha$ und $\partial\Sigma_t(\log M_t/P_t + \alpha\pi_t^e+\gamma)^2/\partial\gamma$, Null setzen und anschließendes Auflösen der Gleichungen nach α und γ.

Diese Gerade lässt sich auf recht einfache Weise in EVIEWS grafisch darstellen: man markiert die entsprechenden beiden Variablen markieren, darauf Doppelklicken und eine Gruppe öffnen Open Group und dann mittels View Graph – Scatter – Scatter with Regression und OK das neben stehende Streudiagramm erzeugen.

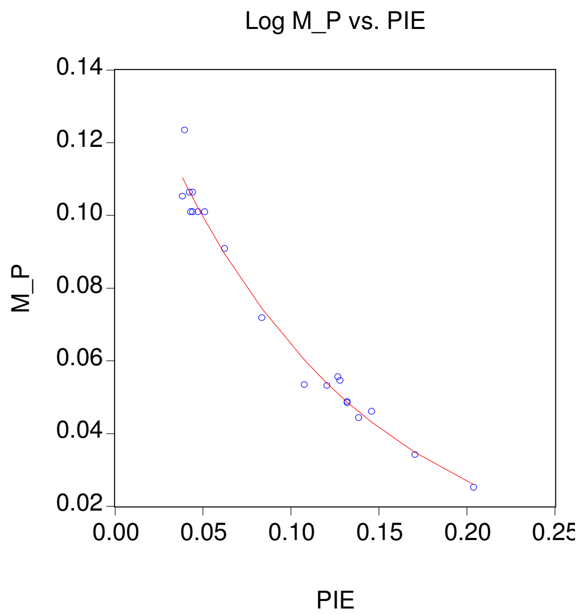


Ein angenehmes Feature hierbei ist, dass man über die Dialogbox Global_Fit_Options die (nunmehr) Regressionskurve mit den originalskalierten – also nicht mehr logarithmierten – Daten wie unten darstellen kann.



Zu Beachten ist dabei jedenfalls, dass nach Öffnen einer Gruppe den Menüeinträgen – auch in der Hauptleiste! – andere Funktionalitäten zugeordnet werden.

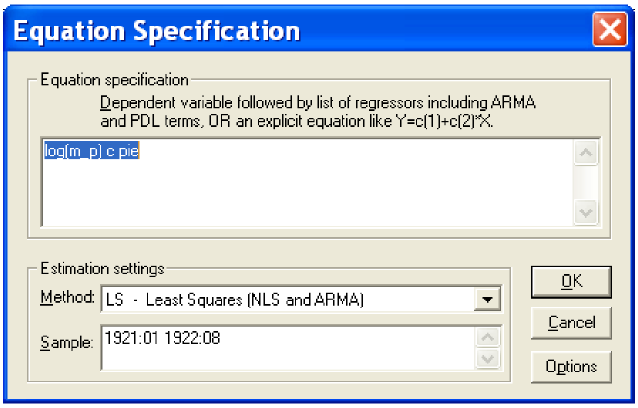
Dies ist eines der unangenehmsten „Features“ in EVIEWS und selbst geübte Benutzer lassen sich immer wieder davon verblüffen und verwirren.



Ok, jetzt haben wir also die geschätzte Regressionsgerade grafisch dargestellt, wir sehen, dass unser Modell ganz gut zu den Daten passt, aber konkrete Werte für die Parameter kennen wir noch nicht.

Bisher haben wir das Minimierungsproblem im Hintergrund belassen und uns auf die optische Analyse beschränkt. Nun stehen die Schätzungen für die Modellparameter an.

Diese sind in EVIEWS wieder mit mehreren Möglichkeiten abrufbar. Die entsprechenden Menüs dafür sind entweder bei markierten Zeitreihen Open Equation (oder bei geöffneter Gruppe Procs – Make Equation) oder im Hauptmenü Quick – Estimate Equation. In ersterem Fall werden die Einträge in der Maske automatisch erzeugt, in Zweiterem muss man dann noch in der Maske die Zeitreihen eintragen.



Man führt üblicherweise zuerst die zu Erklärende, Regressand genannt, und dann die Erklärende, genannt Regressor, an. Zusätzlich muss als Regressor eine Konstante angegeben werden, welche den Achsenabschnitt bei *0*, das so genannte Interzept, erzeugt, in unserem Kontext den Schätzwert für γ.

In EVIEWS wird dafür die Systemvariable c verwendet, die übrigen Einträge lassen wir vorerst unverändert. Bemerke aber, dass wir alternativ die neu erzeugte Variable logm_p oder aber den algebraischen Ausdruck log(m_p) verwenden können.

Man erhält in den meisten Ökonometriepaketen einen dem Nachstehenden sehr ähnlichen Output mit mehr oder weniger standardisierten Einträgen.

Dependent Variable: LOGM_P
Method: Least Squares
Sample: 1921:01 1922:08
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIE	-8.735737	0.254164	-34.37052	0.0000
C	-1.869648	0.027274	-68.55066	0.0000

R-squared	0.984992	Mean dependent var	-2.698887
Adjusted R-squared	0.984158	S.D. dependent var	0.451931
S.E. of regression	0.056883	Akaike info criterion	-2.801016
Sum squared resid	0.058241	Schwarz criterion	-2.701443
Log likelihood	30.01016	F-statistic	1181.333
Durbin-Watson stat	1.554972	Prob(F-statistic)	0.000000

Von Interesse sind für uns jetzt einmal nur die Einträge unter Coefficient, welche die Schätzwerte $-\hat{\alpha} = -8.74$ und $-\hat{\gamma} = -1.87$ bezeichnen.

Nun, der Wert für $-\hat{\alpha}$ liegt hier etwas über dem von Cagan geschätzten aber das liegt daran, dass Cagan damals eine etwas komplexere Schätzmethode verwendete. Der Schätzwert für $-\alpha$ gibt an, dass während einer Hyperinflation bei einer Steigerung der erwarteten monatlichen Inflationsrate um 1 Prozentpunkt die Realkassenhaltung um etwa *8.7%* sinkt. Das ist ein sehr hoher Wert, der aus zwei Komponenten besteht. Erstens sinkt der reale Geldwert durch die Inflation und zweitens steigen die Kosten der Geldhaltung, sodass es zu Substitutionseffekten kommt. Die Reaktion der Realkasse ist unabhängig von deren Höhe, weil wir einen linearen Zusammenhang unterstellen.

Wir haben jetzt einen genauen Schätzwert für die Reaktion der Nachfrage an Realkasse im Fall hoher erwarteter Inflationsraten mit der Kleinst-Quadrate Methode berechnet. Welchen Vorteil hat diese Methode eigentlich gegenüber anderen Schätzverfahren?

Die Kleinst-Quadrate Methode dominiert andere Schätzverfahren aus mehreren Gründen:

Zuerst lassen sich unter Verwendung von Matrixschreibweise – im linearen Modell – die geschätzten Parameter in sehr kompakter Form darstellen. Dazu ist es von Vorteil folgende gebräuchliche Notation einzuführen. $y=\{y_1,\ldots,y_T\}'$ bezeichne den Vektor mit den Einträgen des Regressanden (hier also log M_t/P_t), $X=\{\iota,\ x\}$ die Matrix der Regressoren mit $x=\{x_1,\ldots,x_T\}'$ (hier π_t^e) und $\iota=\{1,\ldots,1\}'$, einer Spalte mit Einsen für's Interzept. Ein lineares Modell kann man nun als

$$y = X\beta + \varepsilon$$

anschreiben, wobei β für den Vektor der unbekannten Parameter (hier $\beta=\{\gamma,\alpha\}'=\{\beta_0,\beta_1\}'$) steht und $\varepsilon=\{\varepsilon_1,\ldots,\varepsilon_T\}'$ den Vektor der so genannten Störgrößen bezeichnet. Diese werden als zufällig betrachtet und zeigen die zu erwartenden Abweichungen der Beobachtungen von der Regressionsgeraden.

Den Kleinst-Quadrate Schätzer für β kann man nun kompakt als

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y,$$

schreiben, also als eine spezielle Linearkombination der Beobachtungen für den Regressanden.

Eine Herleitung dieser Formel mittels Regeln der Matrixableitungen findet sich z.B. in Hackl, 2004 in Abschnitt 2.2 oder in Greene, 2000 auf S.224.

Ein zweiter wichtiger Grund für die Verwendung des Kleinst-Quadrate Prinzips ist die geringe Zahl von Bedingungen für seine Anwendbarkeit. Von diesen lassen sich viele auch noch relativ einfach abmildern. Vorerst wollen wir mit den folgenden Bedingungen das Auslangen finden:

- Die Form des Modells ist linear in den Parametern.
- Die Störterme ε_t sind zufällig, unabhängig voneinander, haben Erwartungswert 0 und konstante Varianz σ_ε^2.
- Die Matrix der Regressoren X ist strikt exogen, das bedeutet unabhängig von allen vergangenen, gegenwärtigen und zukünftigen Störtermen, und hat vollen Rang.

Sozusagen als Nebenprodukt fallen bei der Schätzung die so genannten Residuen an. Sie entsprechen den (vertikalen) Abständen der Beobachtungen von der Regressionsgeraden, d. h.

$$\hat{\varepsilon} = y - X\hat{\beta} = y - \hat{y}.$$

Die Residuen entsprechen also dem Unterschied zwischen dem beobachteten Wert der erklärten Variable y und dem mit dem Modell hochgerechneten (geschätzten) Wert $\hat{y}$.

Die Residuen werden von EVIEWS nach jeder Schätzung automatisch im Objekt Resid abgelegt. Um sie später weiter zu verwenden, müssen sie nach Rechtsanklicken mit Object Copy neu benannt werden. Links- und Rechtsklicken führt im Allgemeinen dazu, dass unterschiedliche Menüs geöffnet werden. Allerdings kann man des Öfteren in diesen unterschiedlichen Menüs die gleichen Aktionen setzen, wie z.B. Öffnen einer Gruppe.

1.6 Scheinbare Korrelation

Wenn zwei Zeitreihen wachsende (oder fallende) Werte aufweisen, kann es oft vorkommen, dass sie hoch miteinander korrelieren, obwohl sie in keinem sachlichen Bezug zu einander stehen.

Ein in Österreich oft angeführtes Beispiel ist die Zahl der Störche und der Geburten im Burgenland.

In der Messung durch den Korrelationskoeffizienten oder in einer Regression rührt das daher, dass der gemeinsame (oder gegenläufige) Trend die kurzfristigen Schwankungen dominiert. Man spricht dann vom Problem der scheinbaren Korrelation (oder scheinbaren Regression – spurious regression). Eine Möglichkeit diese Gefahr auszuschalten ist es, die Zeitreihen vor der Regressionsanalyse um den Trend zu bereinigen („detrending“).

Von den zahlreichen zur Verfügung stehenden Methoden ist es wohl die nahe Liegendste einen Zeitindex $\{1,...,t,...,T\}$, mit T Beobachtungen als Regressor in Kleinst-Quadrate Regressionen zu verwenden. Man passt also an die in der Zeit geordnete Reihe einen linearen Trend an und kann diesen dann von den beiden Originalreihen abziehen, also $\hat{\varepsilon}_{yt} = \log M_t/P_t - \hat{\beta}_{y0} - \hat{\beta}_{y1}t$ und $\hat{\varepsilon}_{xt} = \pi_t^e - \hat{\beta}_{x0} - \hat{\beta}_{x1}t$, was ja exakt den Residuen solcher Regressionen entspricht.

Es gibt mehrere Konzepte für den Trend einer Zeitreihe. Grundsätzlich beschreibt der Trend die langfristige Entwicklung einer Kenngröße, d. h. über den gesamten zur Verfügung stehenden Beobachtungszeitraum. Zum Beispiel stieg das Preisniveau in Österreich zwischen Jänner 1921 und Herbst 1922 um durchschnittlich *29.4%* pro Monat. Eine der vielen Arten den Trend der Inflationsrate über den zur Verfügung stehenden Beobachtungszeitraum zu bestimmen, wäre die Verwendung des durchschnittlichen Wachstums. Das entspricht näherungsweise dem vorhin vorgestellten Konzept eines Zeittrends in einer Regressionsgleichung mit logarithmierten Variablen.

Die Differenz einer logarithmierten Reihe entspricht nur näherungsweise der Wachstumsrate.

Die Trendvariable nimmt jede Periode um eine Einheit zu und der Trendparameter gibt näherungsweise das damit verbundene durchschnittliche Wachstum an. Dieses Konzept wird als deterministischer Trend bezeichnet.

Andere Verfahren zur Trendbereinigung werden in einem späteren Abschnitt beschrieben.

Gibt es in EVIEWS eine einfache Methode, z. B. eine interne Variable für den Trend?

Ja, in EVIEWS steht dafür die Systemfunktion @trend zur Verfügung, die z.B. als Regressor $x=\{1,...,T\}'$ verwendet werden kann.

Für die Trendbereinigung müssen also nun drei Regressionen gerechnet werden. In den ersten beiden wird jeweils die logarithmierte Realkasse logm_p bzw. die Inflationsrate pie auf eine Konstante und den Zeittrend regressiert. Für beide Regressionen müssen die Residuen in eigenen Zeitreihen abgespeichert werden, im dritten Schritt werden dann diese beiden Residuen aufeinander regressiert.

Am einfachsten benennt man in EVIEWS jeweils das Objekt resid in residlogm_p und residpie um.

In unserem Fall erhält man also ein, um den in beiden Variablen vorhandenen (log M_t/P_t und π_t^e) vorhandenen Trend bereinigtes Resultat, indem man die Residuen $\hat{\varepsilon}_{yt}$ der Regression von log M_t/P_t auf den Zeittrend erneut auf die Residuen $\hat{\varepsilon}_{xt}$ der Regression von π_t^e auf den Zeittrend regressiert?

Exakt! Dies liefert das doch unterschiedliche Ergebnis

Dependent Variable: RESIDLOGM_P
Method: Least Squares
Sample: 1921:01 1922:08
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.99E-16	0.009838	2.02E-14	1.0000
RESIDPIE	-10.84415	0.637443	-17.01195	0.0000

R-squared	0.941446	Mean dependent var	2.08E-16
Adjusted R-squared	0.938193	S.D. dependent var	0.176964
S.E. of regression	0.043995	Akaike info criterion	-3.314839
Sum squared resid	0.034840	Schwarz criterion	-3.215266
Log likelihood	35.14839	F-statistic	289.4065
Durbin-Watson stat	1.973688	Prob(F-statistic)	0.000000

Zum in Bezug auf die Parameterschätzung exakt gleichen Resultat kommt man durch die Hinzunahme von @trend als zusätzlichen Regressor im Originalmodell. Dies wurde erstmals von Frisch und Waugh (1933) festgestellt und bildet die Basis für eine in späteren Kapiteln wichtige Verallgemeinerung.

Man bemerke, dass der Schätzer für das Interzept in dieser Regression bis auf numerische Fehler *0* beträgt, was daher rührt, dass die Daten durch die

Trendbereinigung praktisch auch gleich zentriert (also mit Mittelwert *0* versehen) wurden.

> Das Vorzeichen und die Größenordnung des gesuchten Parameters α hingegen bleiben gleich. Insofern können wir die ursprünglichen Ergebnisse bestätigen und zudem den Verdacht einer Scheinkorrelation entkräften. Der Parameter für die Anpassung der Realkasse an Änderungen in der erwarteten Inflation ist aber um etwa ein Viertel größer als ohne Trendbereinigung. Die Haushalte senken also noch rascher als zuvor vermutet ihre Realkassenhaltung. Für den Staat wird es damit noch schwieriger fehlende Steuereinnahmen durch Seignorage zu ersetzen.
>
> Wir haben bisher die Erwartungsbildung für die Inflationsrate nicht berücksichtigt. Phillip Cagan unterstellt in seiner Arbeit eine adaptive Erwartungsbildungsregel, d. h. die erwartete Inflation entspricht dem gewichteten Mittel vergangener Inflationsraten, wobei weiter in der Vergangenheit zurückliegende Werte geringer gewichtet werden. Wenn die Inflationsraten sehr hoch sind, kann es sogar dazu kommen, dass nur mehr die aktuelle Inflationsrate als Erwartungswert für die Zukunft verwendet wird. Das erschwert dem Staat die Finanzierung durch Seignorage zusätzlich.
>
> Ich habe aber noch eine grundsätzlich Frage zur Trendbereinigung in unserem Fall. Wir gehen ja von einem theoretischen Modell aus, das den Zusammenhang zwischen Realkassenhaltung und erwarteter Inflation genau vorgibt. Das ist ohnehin ein seltener Fall in der Ökonomie. Wieso sollten wir also den Ergebnissen der trendbereinigten Regression mehr Vertrauen schenken?

Das ist für einen Ökonomen keine untypische Haltung. Ich als Statistiker gestatte mir jedem Modell gegenüber grundsätzliche Zweifel. Die Trendbereinigung hat jedenfalls geholfen, das Modell nochmals zu bestätigen, indem eine mögliche Erklärung für hohe Korrelation der Reihen – nämlich die scheinbare Regression – ausgeschlossen wurde. Welcher der Schätzwerte für den Parameter nun wirklich vorzuziehen ist, können wir an dieser Stelle noch nicht beantworten, wir werden allerdings auf diese Fragen in aller Breite in Kapitel xx eingehen.

1.7 Übungsaufgabe

In einem Artikel von Francis Lui (1983) gibt es Daten der wahrscheinlich ersten großen Inflationsperiode der Welt, der südlichen Sung-Dynastie in China, wo der Kaiser Hsia-Tsung im Jahre 1161 eine neue Währung, Hui-tzu, einführte.

Periode	M_t	P_t
1161-1170	100	100.0
1171-1180	204	86.7
1181-1190	224	107.3
1191-1200	827	183.9
1201-1210	1429	279.8
1211-1220	2347	280.2
1221-1230	2755	335.5
1240	4949	4032.2

In der Tabelle bezeichnet M_t das wieder nominale Geldangebot der Periode *t*. P_t ist ein Preisindex für Reis. Der Reispreisindex wird als ein Index des allgemeinen Preisniveaus verwendet. Beide Indexreihen haben Periode *1* als Basiszeit.

Man wende das Cagan'sche Modell für die vorliegenden Daten unter der Annahme sofortiger Anpassung der erwarteten an die tatsächliche Inflation an und führe eine Regressionsanalyse durch.

Tipps: in EVIEWS muss der Zeitreihentyp „irregular“ mit den Periodenmittelpunkten verwendet werden. Bei der Berechnung von π benötigt man die verzögerten Werte P_{t-1}, die man in EVIEWS einfach über P(-1) erhält.

Literaturhinweise

Blanchard, O. und Illing, G. „Makroökonomie“, 4te, aktualisierte und erweiterte Auflage, Pearson Studium, 2006.

Boskin, M., J., Dulberger, E., Gordon, R., Griliches, Z., Jorgenson, D., “Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living”, Final Report to the Senate Finance Comittee, Dec. 4th 1996.

Cagan, P., “The Monetary Dynamics of Hyperinflation”, in Friedman, M., “Studies in the Quantity Theory of Money”, University of Chicago Press, Chicago, 1956, S. 25-117.

Deutsche Bundesbank, „Probleme der Inflationsmessung“, Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, 1998 (5), S. 53-66.

Frisch, R. und Waugh, F. “Partial time regressions as compared with individual trends”, *Econometrica*, 45, 939-953, 1933.

Galton, F. “Regression Towards Mediocrity in Hereditary Stature”, *Journal of the Anthropological Institute*, 15, 246–263, 1886.

Greene, W.H., “Econometric Analysis”, 4th edition, Prentice Hall, 2000.

Hackl, P. „Einführung in die Ökonometrie“, Pearson Studium, 2004.

Hackl, P. und Katzenbeisser, W. „Statistik für Sozial- und Wirtschaftswissenschaften“, 11te Auflage, Oldenbourg Verlag, München, 2000.

Kindleberger, C. “A Financial History of Western Europe”, Oxford University Press, New York-Oxford, 1993.

Lui, F.T., “Cagan's Hypothesis and the First Nationwide Inflation of Paper Money in World History”, *Journal of Political Economy*, 91(6), 1983, S. 1067-1074 (auch in “Major Inflations in History”, herausgegeben von F.H. Capie, Cheltenham, U.K., Edward Elgar Publishing Ltd., 1991).

Wooldridge, J., “Introductory Econometrics, A Modern Approach”, 3rd edition, Thomson, 2006.