

# Import-Penetration und der Kollaps der *Phillips*-Kurve

Thomas Mazzoni\*

September 2006

## Zusammenfassung

Die *Phillips*-Kurve ist ein integraler Bestandteil der modernen Makroökonomie; nicht zuletzt, weil sie einen Zusammenhang zwischen Güter-/Geldmarktmodellen und aggregierten Angebots-/Nachfragemodellen herstellt. Als solches Kernstück war und ist sie zahlreichen Interpretationen und Modifikationen moderner ökonomischer Strömungen unterworfen. In diesem Beitrag wird gezeigt, dass der grundlegende Zusammenhang der *Phillips*-Kurve im Laufe der letzten 40 Jahre drastisch an empirischer Relevanz verloren hat und zwar bis auf ein Maß, das den Einsatz in theoretischen Modellen in Frage stellt. Ein Hauptgrund für die „Verwässerung“ der *Phillips*-Kurve ist die rasant zunehmende Importrate, in deren Folge die internen Lohn- und Preissetzungsmechanismen der betreffenden Ökonomien beeinträchtigt werden.

**Schlüsselbegriffe:** *Phillips*-Kurve; Rationale Erwartung; Import-Penetration; Zustandsraummodell; *Kalman*-Filter.

## 1. Einleitung

Die *Phillips*-Kurve wurde ursprünglich von Alban William Phillips (1958) als Regressionszusammenhang zwischen der Wachstumsrate der Nominallöhne und der Unterbeschäftigung in Großbritannien zwischen 1861 und 1957 diskutiert. Das Potential dieses Zusammenhangs wurde schnell erkannt und die mikroökonomisch fundierte Begründung wurde bald darauf von Lipsey (1960) nachgeliefert. Zeitgleich begann das Zerren an der bzw. um die *Phillips*-Kurve. Samuelson und Solow (1960) ersetzten die Wachstumsrate der Nominallöhne durch die Inflationsrate, Friedman (1968) und Phelps (1967) fügten eine Inflationserwartung hinzu, die ihrerseits durch Sargent und Wallace (1976), basierend auf der Kritik von Lucas (1976), modifiziert wurde. Neuere *Keynesianische* Ansätze erklären die Inflationsrate durch eine Regression auf die Outputlücke<sup>1</sup> und die diskontierte Inflationserwartung (Clarida et al. 1999).

Im Zuge dieser Entwicklung wurde die *Phillips*-Kurve in nahezu jede Richtung im Raum gedreht, verschoben und in lang- und kurzfristige Varianten unterschieden. All diese Anpassungen wurden durch veränderte empirische Befunde motiviert, die dann jeweils eine Erweiterung der theoretischen Rahmenbedingungen erforderten. Die Entwicklung der *Phillips*-Kurve erweckt den Eindruck, als wäre die Theorie immer einen Schritt hinter der realen ökonomischen Entwicklung zurück. Idealerweise

---

\*Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für angewandte Statistik und Methoden der empirischen Sozialforschung (Univ.-Prof. Dr. Hermann Singer) der Fernuniversität in Hagen, Universitätsstraße 41, 58084 Hagen, Tel.: 02331/9872106, E-Mail: Thomas.Mazzoni@Fernuni-Hagen.de

<sup>1</sup>Als Outputlücke wird die relative Differenz zwischen dem potentiellen Vollbeschäftigungoutput (Potentialoutput) und dem aktuellen Output verstanden.

sollte sich aus der Theorie ein formales Modell ableiten, dass über eine plausible Struktur verfügt und Prognosen erlaubt, die dann mit Hilfe statistischer Verfahren empirisch überprüft werden können. Damit nimmt die Theorie gewissermaßen eine der Empirie vorgelagerte Position ein. Bereits die Entstehung der *Phillips*-Kurve zeigt jedoch das entgegengesetzte Bild. Deshalb resultiert auch die Rechtfertigung der *Phillips*-Kurve zu einem großen Teil aus der rein empirischen Validität des Zusammenhangs. Diese empirische Validität wird im Folgenden geprüft und kritisch gewürdigt.

Dieser Beitrag ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 und 3 wird eine *Phillips*-Kurvengruppe streng formal entwickelt und diskutiert. Dabei werden lediglich die Implikationen weniger plausibler Annahmen ausgeschöpft, wodurch es nicht zu mysteriösen Verschiebungen von Kurven oder interpretationsbedürftigen Erwartungswerten kommt. In Abschnitt 4 wird ein geeignetes Instrumentarium vorgestellt, das die korrekte Analyse eines in der Zeit stetigen Zusammenhangs in Verbindung mit einzelnen periodischen Messungen erlaubt. In der Konsequenz zeigt sich, dass das Konzept der *Phillips*-Kurve als Erklärungsmodell zunehmend an Kohärenz verliert, da ein immer größer werdender Teil der Gütermarktumsätze auf Importe entfällt. Dadurch werden Regelungsmechanismen für Preise und Löhne verwässert und es kommt zum Zusammenbruch der *Phillips*-Kurve.

## 2. Die „konservative“ *Phillips*-Kurve

Ausgangspunkt der konservativen *Phillips*-Kurve ist die Preissetzung der Unternehmen. Es wird angenommen, dass die Unternehmen die Güterpreise nach einer „Mark-up“ Kalkulation setzen. Das bedeutet, dass die Stückpreise den Herstellungskosten, zuzüglich eines Gewinnaufschlags  $m \geq 0$  entsprechen. Werden alle Stückkosten außer den Arbeitskosten approximativ im Mark-up absorbiert, erhält man folgende Darstellung

$$py = (1 + m)wL, \quad (1)$$

mit dem Preis  $p$ , Output  $y$ , Arbeitslohn  $w$  und der Arbeitsbeschäftigung  $L$ . Es wird weiterhin angenommen, dass die Unternehmen die produzierten Mengen auch auf dem Gütermarkt absetzen können, d.h. der Gütermarkt wird unter normalen Umständen hinreichend geräumt. Wird (1) aggregiert, steht auf der linken Seite das nominale Angebot, bzw. aufgrund der Marktäumung die nominale aggregierte Nachfrage  $D = PY$ . Logarithmieren von (1), wobei  $\log[1 + m] \approx m$  für kleines  $m$  gilt, und anschließendes Differenzieren nach  $t$  ergibt

$$\frac{\dot{D}}{D} = \dot{m} + \frac{\dot{w}}{w} + \frac{\dot{L}}{L}. \quad (2)$$

Der Punkt über der Variable symbolisiert die partielle Zeitableitung. Für Wachstumsraten, wie beispielsweise die der aggregierten Nachfrage wird im Folgenden kurz  $g_D = \dot{D}/D$  geschrieben. Das Zeitargument wurde aus Gründen der Übersichtlichkeit in allen Variablen unterdrückt.

Hinsichtlich der Änderungsrate der Arbeitsbeschäftigung wird weiterhin eine gewisse Rigidität unterstellt. Sie kann auf verschiedene Weise motiviert werden. Zunächst enthalten die meisten Lohnkontrakte Fristklauseln für den Kündigungsfall, wobei im Einstellungsfall ein mögliches Bewerbungsverfahren eine entsprechende Einstellungsfrist verursachen kann. Ferner ist die reibungsfreie Disposition von Arbeitskräften nicht gegeben, da durch Einarbeitungserfordernisse gewissermaßen Rüstkosten verursacht werden. Geht man davon aus, dass die optimale Arbeitsbeschäftigung innerhalb der Ökonomie schwankt, beispielsweise aufgrund von technischen Innovationen oder veränderten Nachfragestrukturen, kann unterstellt werden, dass sich

die tatsächliche Beschäftigung  $L$  gewissermaßen verzögert bzw. „geglättet“ an die optimale Beschäftigung  $L^*$  anpasst. Dieser Effekt kann durch Integration mit einem sog. Memory-Kern  $k$  nachgebildet werden

$$L(t) = \int_{-\infty}^t k(s)L^*(s)ds, \quad (3)$$

wobei in diesem Fall eine Exponentialfunktion als Memory-Funktion gewählt wurde

$$k(s) = \lambda e^{-\lambda(t-s)}. \quad (4)$$

Dadurch entsteht eine exponentielle Glättung über alle vergangenen Werte der optimalen Beschäftigung. Der Parameter  $\lambda$  steuert dabei die Rigidität der Anpassung. Aus (3) und (4) folgt unmittelbar<sup>2</sup>

$$\dot{L} = \lambda(L^* - L). \quad (5)$$

Division durch  $L$  ergibt auf der linken Seite von (5) die relative Änderungsrate der Beschäftigung, während der Quotient auf der rechten Seite die relative Unterbeschäftigung darstellt

$$g_L = \lambda \frac{L^* - L}{L} = \lambda U. \quad (6)$$

Insgesamt erhält man mit Hilfe von Gleichung (2) und (6) die *Phillips*-Kurvebeziehung

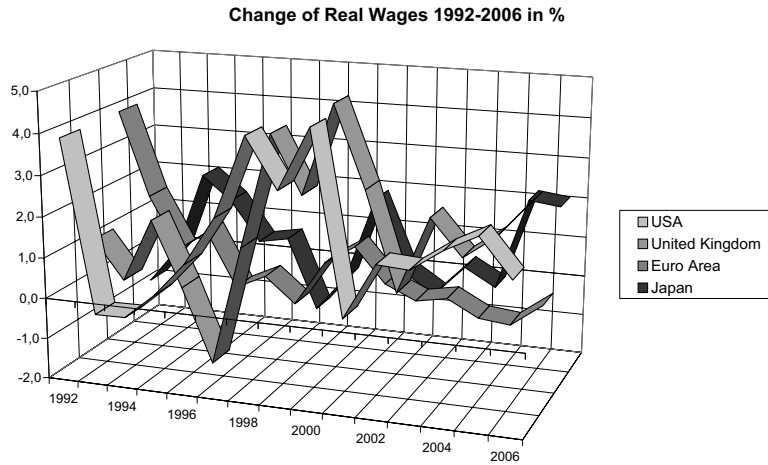
$$g_w = -\dot{m} - \lambda U + g_D. \quad (7)$$

Man erkennt sofort, dass (7), für konstante Mark-up Sätze der Unternehmen  $\dot{m} = 0$  und eine gleichbleibende aggregierte Nachfrage  $g_D = 0$ , der Form der *Phillips*-Kurve entspricht, wie sie von Lipsey (1960) mikroökonomisch hergeleitet wurde. Hier wurden jedoch die zur Mikrofundierung notwendigen Hypothesen vermieden. Aussage (7) stützt sich lediglich auf die Annahme der Mark-up Kalkulation der Unternehmen, die Räumung des Gütermarktes und die Existenz gewisser Friktionen am Arbeitsmarkt.

Die Gleichsetzung von Lohninflation  $g_w$  und Preisinflation  $g_P = \pi$ , also das Postulat eines konstanten Reallohns, ist problematisch, da dadurch implizit gefordert wird, dass Güterpreise und Löhne sich jederzeit proportional verhalten,  $\frac{\partial P}{\partial w} = \text{const}$ . Samuelson und Solow (1960) argumentierten, dass die Unternehmen die Preise entlang eines konstanten Mark-up auf die Nominallöhne setzen,  $P = (1+m)w$ , was tatsächlich zur Gleichheit der Änderungsraten  $g_w = \pi$  führt. Es ist jedoch realistischer anzunehmen, dass die Firmen ihr Mark-up zwischen Erträgen und Kosten positionieren (1), anstatt zwischen Preisen und Löhnen, wodurch ein im Allgemeinen nicht konstant proportionales Verhältnis zwischen Preisen und Löhnen realisiert wird

$$\frac{\partial}{\partial t} \frac{\partial P}{\partial w} = \frac{\partial}{\partial t} (1+m) \frac{L}{Y} \neq 0. \quad (8)$$

$\frac{L}{Y}$  ist der durchschnittliche Arbeitseinsatz, der benötigt wird um eine Outputeinheit zu generieren. Für konstantes  $m$  ist (8) nur dann gleich null, wenn die Bedingung  $g_L = g_Y$ <sup>3</sup> immer erfüllt ist. Hier wird deutlich, dass selbst für konstantes Mark-up Lohn- und Preisinflation nicht übereinstimmen werden, da nicht angenommen werden kann, dass sich Beschäftigung und Output immer mit derselben Rate verändern. Im Gegenteil ist es sogar plausibel anzunehmen, dass technische Innovationen und strukturelle Veränderungen dafür sorgen, dass das Verhältnis zwischen den beiden Änderungsraten ständigen Schwankungen unterworfen ist.



**Abbildung 1:** Veränderung der Reallöhne in vier ausgesuchten OECD-Gebieten

Abbildung 1 zeigt die relative Änderung der Reallöhne in vier verschiedenen Regionen<sup>4</sup>. Sie entspricht der Differenzzeitreihe zwischen Nominallohnänderung und Preisniveauinflation  $g_w - \pi$ . Die Abweichungen von null sind beträchtlich und auch tendenziell scheint ein Reallohnwachstum vorzuliegen. Daher ist das Gleichsetzen von Nominallohn- und Preisinflation im aktuellen ökonomischen Kontext unzulässig.

Die Vorstellung, dass das Mark-up der Unternehmen in der Zeit unverändert bleibt ist ebenfalls als archaisch einzustufen. Man würde intuitiv erwarten, dass Unternehmen in Zeiten kurzlebiger Nachfrageszenarien und teilweise globalem Konkurrenzkampf ihr Mark-up strategisch positionieren und damit natürlich mit der gegebenen Marktsituation verändern. Solche komplexen Marktsituationen sind modelltechnisch außerordentlich schwer zu erfassen. Statt dessen kann eine einfache Hypothese formuliert werden, die im Mittel über alle Unternehmen vernünftig erscheint. Es wird daher angenommen, dass sich das Mark-up proportional zur Nachfrage ändert

$$\dot{m} = \alpha g_D. \quad (9)$$

Diese Hypothese trägt auch den angenommenen Rigiditäten des Arbeitsmarktes Rechnung. Folgendes Szenario verdeutlicht den Zusammenhang: Durch nicht kontrollierbare Rahmenbedingungen kommt es zu einem Nachfrageschock. Die Unternehmen können jedoch die unvorhergesehene Übernachfrage nicht vollständig bedienen, da eine Ausweitung der Produktion unter den üblichen Annahmen über Produktionsfunktionen und Technologien (bspw. Fandel 2006) auch eine höhere Arbeitsbeschäftigung erfordert. Die Beschäftigung kann aber nicht instantan auf das benötigte Niveau erhöht werden, wodurch eine gewisse Übernachfrage nicht durch Produktionsausweitung behoben werden kann. Andererseits besteht die Möglichkeit die Preise der produzierten Güter anzuheben und trotzdem eine Markträumung zu erzielen, wodurch die Unternehmen quasi für die Inflexibilität des Arbeitsmarktes entschädigt werden. Im umgekehrten Fall kann eine analoge Argumentation geführt werden. Wird diese letzte Hypothese ebenfalls in Gleichung (7) integriert, erhält

<sup>2</sup>Partielle Integration ergibt  $L(t) = e^{-\lambda(t-s)}L^*(s)|_{-\infty}^t - \int_{-\infty}^t e^{-\lambda(t-s)}\dot{L}^*(s)ds$  bzw. nach erweitern  $\lambda L(t) = \lambda L^*(t) - \dot{L}(t)$ . Umstellen führt zum Ergebnis (5).

<sup>3</sup>Aus  $\frac{\partial}{\partial t} \frac{\partial P}{\partial w} = (1-m) \left( \frac{\dot{L}}{Y} - \frac{L}{Y} \frac{\dot{Y}}{Y} \right) \stackrel{!}{=} 0$  folgt  $\frac{\dot{L}}{Y} = \frac{L}{Y} \frac{\dot{Y}}{Y}$  bzw.  $\frac{\dot{L}}{L} = \frac{\dot{Y}}{Y}$ .

<sup>4</sup>Das empirische Datenmaterial, das dieser Untersuchung zugrundeliegt wurde von der OECD veröffentlicht und kann unter <http://www.OECD.org> abgerufen werden.

man

$$g_w = -\lambda U + (1 - \alpha)g_D, \quad (10)$$

eine konservative Form der *Phillips*-Kurve.

### 3. Zwei Argumente gegen rationale Erwartungen

Die *Phillips*-Kurve (10) enthält keine rationalen (bedingten) Erwartungswerte, wie es für neu-*Keynesianische* Modelle charakteristisch ist (bspw. Woodford 2003). Dafür gibt es zwei gute Gründe, die im folgenden beleuchtet werden.

Zum einen unterstellt die rationale Erwartungshypothese, dass alle Akteure systematische Implikationen ökonomischer Entwicklungen (zumindest langfristig) richtig vorhersehen können. Dadurch wird es unmöglich durch systematische Manipulation dauerhaft einen Gewinn zu lasten anderer Wirtschaftssubjekte zu erzielen (vgl. Lucas 1976). Gleichung (10) enthält jedoch nur Änderungsraten, d.h. zeitstetige Größen. Hier ist die Periodizität  $dt$  infinitesimal klein, wodurch auch eine Unterscheidung in lange und kurze Frist irreführend erscheint. Die korrekte Reflektion der rationalen Erwartungshypothese wäre hier, dass Arbeitnehmer wissen, mit welcher Preisinflation Unternehmen auf Lohnänderungen reagieren. Die Unternehmen wiederum wissen, dass die Arbeitnehmer ihre Reaktion antizipieren können und würdigen dies bei Ihrer Preisgestaltung. Die Arbeitnehmer können dieses Verhalten aber ebenfalls richtig antizipieren und in ihre Forderungen einpreisen usw. Gleichzeitig sehen sie richtig voraus, wie sich eine Lohnpreis-inflation auf die Änderung der Arbeitsbeschäftigung auswirkt, genauso wie die Unternehmen richtig vorhersehen, wie eine Preisinflation die aggregierte Nachfrage ändert. Defakto realisieren beide Seiten die systematisch korrekten Änderungsraten durch richtige Antizipation ohne verhandeln zu müssen. Die Differenz zwischen realisierter und antizipierter Wachstumsrate besteht aus zufälligen Fluktuationen und ist als solche eine Martingal-Differenz (Arnold 1973, Kap. 1.9) mit Erwartungswert null.

Ein zweiter Einwand gegen die rationale Erwartung ist eher mikroökonomischer Natur und zielt auf den Entscheidungsfindungsprozess der Wirtschaftssubjekte ab. Ludwig und Zimper (2006) argumentieren, dass die Wirtschaftssubjekte zwar rationale Erwartungen bilden aber kein vollkommenes Vertrauen in die Richtigkeit ihrer Erwartung haben. Daher berücksichtigen sie verschiedene Szenarien (worst case/best case) mit unterschiedlichen Gewichten. Aktuelle empirische Forschung auf diesem Gebiet bestätigt die Hypothese, dass reale Entscheider gewichtete optimistische und pessimistische Erwägungen in ihre Entscheidung einbeziehen (Kilka und Weber 2001, Abdellaoui et al. 2004, Wakker 2004).

Beide Argumente deuten darauf hin, dass die Berücksichtigung einer rationalen Inflationserwartung oder ähnlicher Terme, die nicht aus der formalen Ableitung erwachsen und quasi ad hoc eingefügt werden müssen, nicht zu einer qualitativen Verbesserung der Prognosefähigkeit von Gleichung (10) führen.

### 4. Empirische Validierung der *Phillips*-Kurve

Ursprünglich wurde der Zusammenhang zwischen Unterbeschäftigung und Inflationsrate von Phillips (1958) anhand eines (log-) linearen Regressionsmodells, mit der Inflationsrate als Regressanden, analysiert<sup>5</sup>. Eine solche Schätzung ist auch im ersten Teil von Tabelle 1 zu sehen. Es wurden ebenfalls die Standardabweichungen

---

<sup>5</sup>Das lineare Regressionsmodell  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\epsilon}$  besteht aus dem Regressandenvektor  $\mathbf{y}$ , der Regressorenmatrix  $\mathbf{X}$ , einem Parametervektor  $\boldsymbol{\theta}$  und einem nicht mit den Regressoren korrelierten Zufallsvektor  $\boldsymbol{\epsilon}$  (vgl. Greene 2003, Kap. 2). Die Parameter werden in der Regel nach dem Least-Squares Prinzip  $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$  geschätzt (Greene 2003, Kap. 3).

der Schätzer (in Klammern unter den Schätzwerten) und das Bestimmtheitsmaß<sup>6</sup> berechnet. Die Schätzungen wurden für die vier OECD-Regionen USA, United Kingdom, die Euro-Zone und Japan durchgeführt. Der Parameter  $\lambda$  gibt dabei Aufschluss über die Flexibilität des Arbeitsmarktes und  $\alpha$  kontrolliert die Sensitivität der Preissetzung gegenüber der Nachfrage. Es fällt auf, dass die Arbeitsmarktflexibilität in den USA offenbar sehr klein geschätzt wird. Weiterhin weisen die Regressionen abgesehen von Japan eine schlechte Determination auf.

Aufgrund des zeitkontinuierlichen Charakters der Änderungsraten ist die Regression das falsche Analyseinstrument, da hier der Reihenfolge der Beobachtungen keine Bedeutung beigemessen wird. Die Behandlung im Rahmen eines Zeitreihenmodells ist ebenfalls unbefriedigend, da lediglich die Beobachtungen periodisch erfolgen, die Raten jedoch auch zwischen den Messungen existieren und sich möglicherweise verändern. Aus diesem Grund sollte die Zustands- und Parameterschätzung im Rahmen eines Zustandsraummodells erfolgen (Harvey 1990, Kap. 3). Innerhalb des Zustandsraum- oder State-Space Modells ist es möglich ein zeitkontinuierliches Zustandsmodell mit einem zeitdiskreten Messmodell zu kombinieren (Gelb et al. 1979, Kap. 4.3, Jazwinski 1970, Kap. 6, Singer 1999, Kap. 5.6). Die Zustandsgleichung wird als stochastische Differentialgleichung im Sinne von Itô (1951) formuliert

$$d\mathbf{y} = \mathbf{f}(\mathbf{y})dt + \mathbf{G}(\mathbf{y})d\mathbf{W}. \quad (11a)$$

Gleichung (11a) besteht aus dem Zustandsvektor  $\mathbf{y}$ , dem Vektorfeld  $\mathbf{f}$  (Driftvektor), der Diffusionsmatrix  $\mathbf{G}$  und dem vektorwertigen *Wiener*-Prozess  $\mathbf{W}$ . Das Inkrement des *Wiener*-Prozesses ist dabei von der Ordnung  $dW^2 = dt$  (Arnold 1973, Kap. 3.1). Als Messmodell wird die zeitdiskrete Gleichung

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{h}(\mathbf{y}_t) + \boldsymbol{\epsilon}_t \quad (11b)$$

mit dem Beobachtungsvektor  $\mathbf{z}$ , der Messfunktion  $\mathbf{h}$  und einem unabhängig normalverteilten Messfehler  $\boldsymbol{\epsilon}$  eingesetzt. Durch *Euler-Maruyama*-Approximation der Zustandsgleichung (11a), Erwartungswertbildung und anschließendem Grenzübergang erhält man die exakte Gleichung für den zeitabhängigen Erwartungswert des Systemzustands<sup>7</sup>

$$\dot{\boldsymbol{\mu}} = E[\mathbf{f}(\mathbf{y})], \quad (12)$$

wobei der Punkt über der Variable wieder die partielle Zeitableitung symbolisiert. Gleichung (12) kann jedoch nicht als Differentialgleichung behandelt werden, da auf der rechten Seite ein Erwartungswert steht. Es ist aber möglich die Driftfunktion mit einer *Taylor*-Entwicklung um den Erwartungswert zu linearisieren

$$\mathbf{f}(\mathbf{y}) \approx \mathbf{f}(\boldsymbol{\mu}) + (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu})\mathbf{A}(\boldsymbol{\mu}), \quad (13)$$

wobei  $\mathbf{A}$  die *Jacobi*-Matrix des Driftvektors darstellt. Werden analoge Schritte auch für die zeitabhängige Kovarianzmatrix durchgeführt, erhält man die zeitkontinuierlichen *Extended Kalman*-Filter- oder kurz *EKF*-Momentengleichungen (Kalman und Bucy 1961, Schmidt 1966, Jazwinski 1970, Kap. 6.4, Singer 1999, Kap. 5.9)

$$\dot{\boldsymbol{\mu}} = \mathbf{f}(\boldsymbol{\mu}) \quad (14a)$$

$$\dot{\boldsymbol{\Sigma}} = \mathbf{A}(\boldsymbol{\mu})\boldsymbol{\Sigma} + \boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}'(\boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{\Omega}(\boldsymbol{\mu}), \quad (14b)$$

<sup>6</sup>Das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  gibt an, wieviel Prozent der Gesamtstreuung durch das Regressionsmodell erklärt werden kann. Die Berechnung erfolgt entlang der Streuungserlegung  $\text{Var}(y) = \text{Var}(\hat{y}) + \text{Var}(\epsilon)$  (vgl. Greene 2003, Kap. 3.5).

<sup>7</sup>Die *Euler-Maruyama*-Approximation der Zustandsgleichung lautet im skalaren Fall  $y(t+\Delta t) = y(t) + f(y(t), t)\Delta t + g(y(t), t)\Delta W(t)$ , mit  $\Delta W(t) = W(t + \Delta t) - W(t)$ . Der Erwartungswert des *Wiener*-Inkrement ist null, da der *Wiener*-Prozess gerade durch  $N(0, \Delta t)$ -verteilte Zuwächse charakterisiert wird. Daher ergibt sich  $E[y(t+\Delta t) - y(t)]/\Delta t = E[f(y(t), t)]$ , was im Grenzübergang  $\Delta t \rightarrow 0$  gerade auf (12) führt.

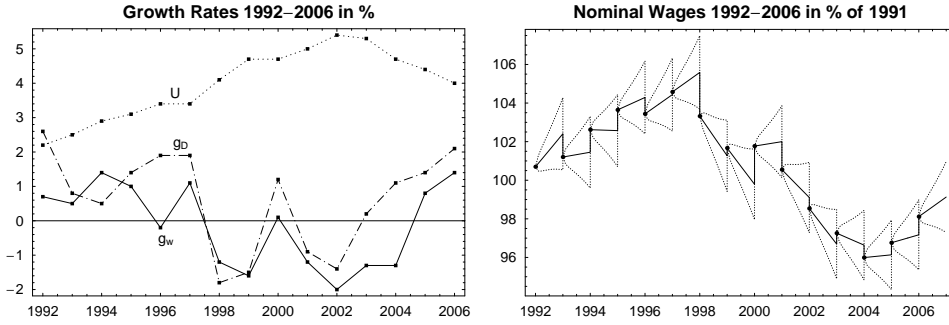


Abbildung 2: Wachstumsraten und gefilterte Nominallohnentwicklung in Japan

mit  $\Omega = \mathbf{G}\mathbf{G}'$ . Die Lösung der Differentialgleichungen (14a) und (14b) am Ende des Beobachtungsintervalls stellt die benötigten a priori Momente zur Behandlung des Measurement-Updates mit Hilfe des *Kalman*-Filteralgorithmus (Kalman 1960, Anderson und Moore 2005, Kap. 3, Gelb et al. 1979, Kap. 4, Harvey 1990, Kap. 3.2) bereit. Bezüglich der Eigenschaften des *Kalman*-Filters, insbesondere der optimalen Zustandsschätzung im Quadratmittel, siehe auch Anderson und Moore (2005, Kap. 5).

Der *Kalman*-Filter besitzt darüber hinaus die angenehme Eigenschaft alle zur Parameterschätzung nach dem Maximum-Likelihood Prinzip benötigten Terme rekursiv zu generieren. Wird die Innovation durch neue Messinformation mit  $\nu_t = \mathbf{z}_t - E[\mathbf{z}_t | \mathbf{z}_{1:t-1}]$  bezeichnet, wobei  $\mathbf{z}_{1:t-1}$  die gesamte zum Zeitpunkt  $t-1$  vorhandene Messinformation darstellt, und ist  $\Gamma_t$  die bedingte Varianz des Prognosefehlers, kann die Likelihoodfunktion als

$$L(\mathbf{z}, \boldsymbol{\theta}) = \prod_{t=1}^T \det [2\pi\Gamma_t]^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2}\nu_t'\Gamma_t^{-1}\nu_t} \quad (15)$$

geschrieben werden (Schweppe 1965). Damit ist man in der Lage ein kontinuierlich/diskretes Zustandsraummodell zu formulieren

$$d \begin{pmatrix} w \\ U \\ g_D \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (-\lambda U + (1-\alpha)g_D)w \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} g_1 & 0 \\ 0 & g_2 \\ 0 & g_3 \end{pmatrix} d\mathbf{W} \quad (16a)$$

$$\mathbf{z}_i = \begin{pmatrix} w(t_i) \\ U(t_i) \\ g_D(t_i) \end{pmatrix} \quad (16b)$$

und dessen Zustände und Parameter zu schätzen. Das Zustandsmodell bietet weiterhin den Vorzug auch die Änderung der Unterbeschäftigung bzw. der Wachstumsrate der aggregierten Nachfrage modelltechnisch erfassen zu können. In Ermangelung entsprechender Gleichungen wurden diese Raten jedoch in (16a) konstant angenommen.

Abbildung 2 (links) zeigt die Unterbeschäftigungs- und Wachstumsraten, aus denen die Messzeitreihe besteht, und die gefilterte Zustandsschätzung der Nominallohnentwicklung (rechts) inklusive 95% HPD-Bändern für Japan. Die nach dem ML-Prinzip gewonnenen Parameterschätzer sind in Tabelle 1 verzeichnet. Aufgrund der einfachen Struktur des untersuchten Modells lässt sich auch für die Filterschätzung auf unkomplizierte Weise ein Bestimmtheitsmaß berechnen<sup>8</sup>.

<sup>8</sup>Allgemein kann der Determinationskoeffizient  $R^2$  als Quotient aus Regressionsstreuung und totaler Streuung definiert werden (siehe Greene 2003, S. 867). Im Fall des Filters gilt für

	Least-Squares			EKF Maximum-Likelihood				Import-Penetr.	
	$\hat{\lambda}$	$\hat{\alpha}$	$R^2$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{g}_1$	$R^2$	1970	2004
USA	0.065 (0.246)	0.216 (0.242)	0.342	0.255 (0.021)	0.044 (0.024)	0.013 (0.006)	0.661	5.7%	15.2%
UK	0.171 (0.208)	0.002 (0.276)	0.315	0.407 (0.028)	-0.281 (0.034)	0.015 (0.004)	0.566	13.6%	30.8%
EUR	0.103 (0.206)	0.121 (0.454)	0.196	0.151 (0.034)	0.123 (0.077)	0.011 (0.006)	0.636	-	-
JAP	0.141 (0.049)	0.395 (0.134)	0.623	0.150 (0.007)	0.229 (0.024)	0.006 (0.002)	0.693	5.3%	10.6%

**Tabelle 1:** Parameterschätzer und Import-Penetration

Die aus dem State-Space Modell geschätzten Parameter zeigen ein völlig anderes Bild der untersuchten Ökonomien. Der Arbeitsmarkt scheint durchgängig flexibler zu sein, als ursprünglich angenommen, und die Preissetzung der Unternehmen ist offenbar deutlich weniger nachfrageelastisch. Für Großbritannien wird der Sensitivitätsparameter sogar negativ geschätzt, was nur zu erklären ist, wenn die Überschussnachfrage überwiegend durch Importe gedeckt wird, so dass die inländischen Unternehmen durch vermehrte Nachfrage unter zusätzlichen Konkurrenz- und damit Preisdruck kommen. Die Import-Penetration, die ebenfalls in Tabelle 1 angegeben ist, legt diesen Schluss zumindest nahe. Die Bestimmtheitsmaße liegen im Mittel zwischen 55% und 70% was offensichtlich mit dem Import-Anteil der Ökonomien zusammenhängt. Abgesehen von Japan hat sich dieser Anteil in den letzten 35 Jahren verdreifacht. Für den europäischen Raum liegen keine kumulierten Daten vor, es zeichnet sich aber ein ähnliches Bild für die großen Volkswirtschaften ab<sup>9</sup>. Dennoch ist die Determination vergleichsweise hoch, was intuitiv einleuchtet, da ein großer Teil der europäischen Importe aus Binnenimporten besteht. Das Bestimmtheitsmaß hat sich in diesem Zusammenhang auch gegenüber der Regressionsschätzung mehr als verdreifacht. Dennoch zeigt sich unterm Strich, dass hohe Importanteile offensichtlich Lohn- und Preissetzungsmechanismen, wie sie von Phillips (1958) beobachtet wurden, verwässern.

## 5. Zusammenfassung

Es wurde gezeigt, dass eine *Phillips*-Kurve streng formal aus wenigen plausiblen Annahmen abgeleitet werden kann. Dabei ergeben sich keine Erwartungswerte innerhalb der Gleichung, wie sie von Friedman (1968) und Phelps (1967) postuliert wurden. Der Regressionszusammenhang liefert auch zunächst schlüssig erscheinende Parameterschätzer. Dabei wird jedoch der zeitliche Charakter der Nominallohn-

den unbedingten Systemzustand die (skalare) Streuungszersetzung  $\text{Var}[y_t] = \text{Var}[E[y_t|y_{1:t-1}]] + E[\text{Var}[y_t|y_{1:t-1}]]$  (Greene 2003, S. 866). Da die erste Komponente in (16a) im Messintervall die lineare Form  $dy(t) = a_t y(t)dt + g dW(t)$  besitzt, kann eine exakte Lösung angegeben werden  $y(t + \Delta t) = e^{a_t \Delta t} y(t) + \int_t^{t+\Delta t} e^{a_t(t+\Delta t-s)} g dW(s)$ . Da alle Zustände direkt beobachtet werden können, erhält man für die Varianz der Prognose (Regressionsstreuung)  $\text{Var}[E[y_t + \Delta t|y_{1:t}]] = \text{Var}[\hat{y}_{t+\Delta t|1:t}] = \sigma_{t+\Delta t|1:t}^2$ , die Filterfehlervarianz zum Zeitpunkt  $t + \Delta t$ . Die Residualstreuung berechnet sich zu  $E[\text{Var}[y_t|y_{1:t-1}]] = E\left[\int_0^{\Delta t} e^{2a_t s} g^2 ds\right] \approx g^2 \Delta t$ . Die Approximation resultiert aus einer *Taylor*-Linearisierung der Exponentialfunktion für kleine  $a_t \Delta t$ . Daher kann das Bestimmtheitsmaß einfach durch  $R^2 = s/(s + g^2)$ , mit  $s = T^{-1} \sum_{t=1}^T \sigma_{t|1:t-1}^2$  berechnet werden.

<sup>9</sup>Die Import-Penetration betrug im Jahr 2004 für Deutschland 37.7%, Frankreich 28.8%, Spanien 33.5% und Österreich 51.2%. In kleineren europäischen Staaten wie Belgien wurden sogar 88.4% der Brutto-Inlandsnachfrage durch Importe gedeckt.



entwicklung nicht beachtet<sup>10</sup>. Eine alternative Parameterschätzung innerhalb eines konzeptionell geeigneten Zustandsraummodells zeigt deutlich abweichende Schätzwerte. Weiterhin ist die Standardabweichung dieser Schätzer ungefähr um den Faktor zehn kleiner.

In erheblichen Maße beunruhigend ist die unter 70% liegende Determination der *Phillips*-Kurve, die offenbar mit steigender Import-Penetration abnimmt. Es wurde gezeigt, dass ein Lohnpreismechanismus, wie der von Phillips (1958) nachgewiesene, für moderne offene Ökonomien keinen absoluten Erklärungsgehalt besitzt. Offensichtlich steigt mit dem Import-Anteil auch das Gewicht anderer Faktoren wie internationale Lohn- und Preisniveaus, Wechselkurse etc. In der Summe können diese Effekte sogar den kompletten Kollaps des *Phillips*-Kurvenzusammenhangs verursachen, wie im Fall von Großbritannien gezeigt wurde, vgl. Tabelle 1. Vor dem Hintergrund dieser Erkenntnisse ist der Einsatz der *Phillips*-Kurve als alleiniges Erklärungsinstrument der (Lohn-) Preisentwicklung in modernen makroökonomischen Modellen fragwürdig und empirisch nicht zu stützen.

## Literatur

- Abdellaoui, M; F. Vossman und M. Weber (2004): Choice-based Elicitation and Decomposition of Decision Weights for Gains and Losses under Uncertainty. *Management Science*, 51:1384–1399.
- Anderson, B.D.O. und J.B. Moore (2005): *Optimal Filtering*. Dover Publications, New York.
- Arnold, L. (1973): *Stochastische Differentialgleichungen. Theorie und Anwendung*. Oldenbourg, München, Wien.
- Clarida, R.; J. Galí und M. Gertler (1999): The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4):1661–1707.
- Fandel, G. (2006): *Produktion I. Produktions- und Kostentheorie*. Springer, Berlin, Heidelberg, New York, 6. Aufl.
- Friedman, M. (1968): The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 58:1–17.
- Gelb, A.; J.F. Kasper Jr.; R.A. Nash Jr.; C.F. Price und A.A. Sutherland Jr. (1979): *Applied Optimal Estimation*. M.I.T. Press, Cambridge, London.
- Greene, W.H. (2003): *Econometric Analysis*. Prentice-Hall, New Jersey, 5. Aufl.
- Harvey, A.C. (1990): *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge University Press, Cambridge, New York, Port Chester, Melbourne, Sydney.
- Itô, K. (1951): On Stochastic Differential Equations. *Memoirs of the American Mathematical Society*, 4:1–51.
- Jazwinski, A.H. (1970): *Stochastic Processes and Filtering Theory*. Academic Press, New York, London.
- Kalman, R.E. (1960): A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. *Transactions of the ASME—Journal of Basic Engineering*, 82 (Series D):35–45.
- Kalman, R.E. und R.S. Bucy (1961): New Results in Linear Filtering and Prediction Theory. *Transactions of the ASME—Journal of Basic Engineering*, 83 (Series D):95–108.

---

<sup>10</sup>Bei der Residualanalyse konnte für den Euro-Raum eine signifikante serielle Autokorrelation nachgewiesen werden. Die Innovationen der korrespondierenden State-Space Schätzung zeigten keinen solchen Befund, woraus zu schließen ist, dass der Spezifikationsfehler durch die Wahl des geeigneten Modellrahmens geheilt wurde. Weiterhin waren die Residualverteilungen in allen Fällen mit der Annahme der Normalverteilung verträglich.

- Kilka, M. und M. Weber (2001): What Determines the Shape of the Probability Weighting Function under Uncertainty. *Management Science*, 47:1712–1726.
- Lipsey, R. (1960): The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A further Analysis. *Economica*, 27(105):1–32.
- Lucas, R.E. (1976): Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1:19–46.
- Ludwig, A. und A. Zimmer (2006): Rational Expectations and Ambiguity: A Comment on Abel (2002). *Economics Bulletin*, 4(2):1–15.
- Phelps, E.S. (1967): Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time. *Economica*, 34:254–281.
- Phillips, A.W. (1958): The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861–1957. *Econometrica*, 25:283–299.
- Samuelson, P.A. und R.M. Solow (1960): Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *American Economic Review*, 50(2):177–194.
- Sargent, T.J. und N. Wallace (1976): Rational Expectations and the Theory of Economic Policy. *Journal of Monetary Economics*, 2(2):169–183.
- Schmidt, S.F. (1966): Application of State-Space Methods to Navigation Problems. In: *Advances in Control Systems. Theory and Applications*, Hg. C.T. Leondes, Academic Press, New York, San Francisco, London, Bd. 3, S. 293–340.
- Schweppe, F. (1965): Evaluation of Likelihood Functions for Gaussian Signals. *IEEE Transactions on Information Theory*, 11:61–70.
- Singer, H. (1999): *Finanzmarktökonomie. Zeitstetige Systeme und ihre Anwendung in Ökonometrie und empirischer Kapitalmarktforschung*. Physica, Heidelberg.
- Wakker, P.P. (2004): On the Composition of Risk Preference and Belief. *Psychological Review*, 111:236–241.
- Woodford, M. (2003): *Interest and Prices – Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, Princeton, Oxford.