

9. Appendix

Appendix I

Table A1.1: Balance of payments Czech Republic, in % of GDP

	Current Account	Trade balance	Balance of services	Balance of goods and services	Income balance	Current transfers
1993	1.3	-1.5	2.9	1.4	-0.3	0.3
1994	-1.9	-3.4	1.2	-2.2	0.0	0.3
1995	-2.5	-6.7	3.3	-3.3	-0.2	1.0
1996	-6.6	-9.2	3.1	-6.1	-1.2	0.6
1997	-6.2	-8.6	3.1	-5.5	-1.4	0.6
1998	-2.0	-4.2	3.1	-1.1	-1.8	0.8
1999	-2.4	-3.2	2.0	-1.2	-2.2	1.0
2000	-4.8	-5.5	2.5	-3.0	-2.4	0.7
2001	-5.3	-5.0	2.5	-2.5	-3.6	0.8
2002	-5.5	-2.9	0.9	-2.0	-4.7	1.2
2003	-6.2	-2.7	0.5	-2.2	-4.7	0.6
2004	-5.2	-0.5	0.6	0.1	-5.6	0.2
2005	-1.3	2.0	1.2	3.2	-4.8	0.2
2006	-2.6	2.0	1.4	3.5	-5.6	-0.4
2007	-3.1	3.4	1.6	5.0	-7.6	-0.5
2008	-3.1	2.8	2.2	5.0	-7.8	-0.3

	Financial Account	Direct investment	Portfolio investment	Other investment	Net errors and omissions, valuation changes	Change in reserves
1993	8.6	1.6	4.6	2.5	0.3	-8.7
1994	8.2	1.8	2.1	4.3	-0.5	-5.8
1995	14.9	4.6	2.5	7.9	1.1	-13.5
1996	6.7	2.1	1.2	3.5	-1.4	1.3
1997	1.9	2.2	1.9	-2.2	1.2	3.1
1998	4.7	5.8	1.7	-2.8	0.4	-3.1
1999	5.1	10.4	-2.3	-2.9	0.1	-2.7
2000	6.8	8.7	-3.1	1.2	-0.5	-1.4
2001	7.3	8.9	1.5	-2.9	0.8	-2.9
2002	14.1	11.0	-1.9	5.2	0.2	-8.8
2003	6.1	2.1	-1.4	5.3	0.6	-0.5
2004	6.3	3.6	1.9	0.9	-0.3	-0.2
2005	5.2	9.4	-2.7	-1.4	-0.9	-3.1
2006	2.9	2.8	-0.8	1.1	-0.5	-0.1
2007	3.6	5.1	-1.6	0.1	-0.5	-0.4
2008	4.1	4.1	-0.2	0.6	-0.8	-1.1

Source: CNB

Note: A '-' in change in reserves denotes an increase.

Table A1.2: Balance of payments Hungary, in % of GDP

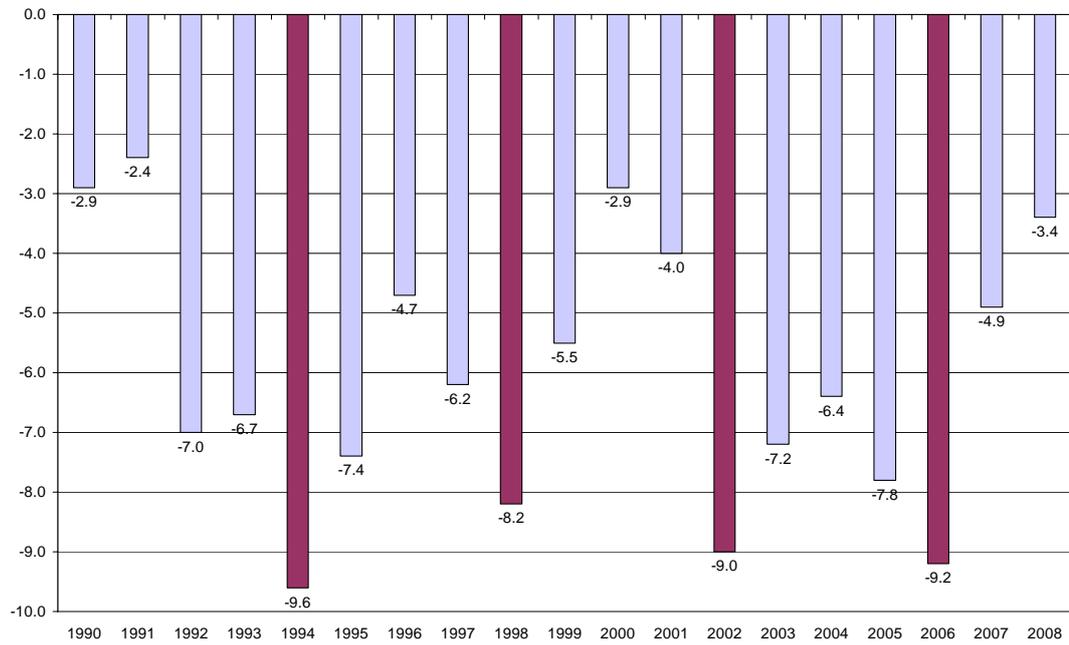
	Current Account	Trade balance	Balance of services	Balance of goods and services	Income balance	Current transfers
1990	1.1	1.6	1.5	3.1	-4.3	2.4
1991	1.2	1.1	1.6	2.7	-4.1	2.6
1992	0.9	0.0	2.1	2.0	-3.4	2.3
1993	-11.0	-10.4	0.6	-9.9	-3.1	1.9
1994	-9.8	-9.0	0.4	-8.6	-3.4	2.2
1995	-3.7	-3.3	2.9	-0.3	-3.8	0.5
1996	-3.9	-3.7	4.2	0.5	-4.4	0.0
1997	-4.6	-2.9	3.8	0.9	-5.9	0.4
1998	-7.2	-4.0	2.6	-1.4	-6.3	0.5
1999	-7.9	-4.5	1.8	-2.7	-6.0	0.9
2000	-8.4	-6.1	2.3	-3.7	-5.4	0.7
2001	-6.0	-4.2	2.8	-1.4	-5.3	0.8
2002	-7.0	-3.2	0.9	-2.3	-5.5	0.7
2003	-8.0	-3.9	0.1	-3.8	-4.9	0.8
2004	-8.6	-3.4	0.6	-2.9	-5.3	-0.5
2005	-7.5	-2.5	1.3	-1.2	-5.7	-0.6
2006	-7.6	-2.3	1.4	-0.9	-6.3	-0.5
2007	-6.4	0.3	1.0	1.4	-7.3	-0.5
2008	-8.4	0.1	0.9	1.0	-8.2	-1.2

	Financial Account	Direct investment	Portfolio investment	Other investment	Net errors and omissions, valuation changes	Change in reserves
1990	-2.4	0.0	0.0	-2.4	0.0	1.7
1991	4.4	4.4	0.0	0.0	-0.2	-8.1
1992	1.1	4.0	0.0	-2.9	0.0	-2.0
1993	15.8	6.1	10.2	-0.5	1.9	-6.7
1994	8.1	2.6	5.9	-0.5	0.5	1.5
1995	12.8	10.6	5.0	-3.4	2.8	-10.3
1996	-0.9	7.3	-1.0	-7.3	1.8	3.2
1997	4.6	8.1	-2.3	-1.2	-0.7	0.4
1998	9.4	6.5	3.9	-1.3	-0.6	-1.7
1999	13.5	6.4	4.1	3.1	-0.8	-4.9
2000	10.3	4.6	-0.9	6.6	-0.4	-2.2
2001	5.2	6.7	2.6	-4.3	0.1	0.2
2002	3.9	4.1	2.7	-3.2	0.2	2.7
2003	8.1	0.6	3.5	3.8	0.3	-0.4
2004	11.6	3.3	6.7	1.2	-1.4	-1.9
2005	13.0	4.9	4.1	4.1	-1.8	-4.5
2006	10.7	1.0	5.6	4.0	-2.6	-1.0
2007	7.3	3.4	-1.7	4.7	-1.9	-0.1
2008	16.1	2.3	-1.8	15.4	-6.1	-6.7

Source: IMF IFS.

Graph A1.1:

Hungary: Fiscal deficits in per cent of GDP, 1990-2008



Source: Eurostat (1996-2008); Suranyi/Vincze (1999:154 for 1990-1995); the red columns denote election years.

APPENDIX 2: Econometric methodology

The econometric modelling starts with unit root tests to determine the order of integration of the time series. This is necessary because different econometric methods have to be used when working with stationary and non-stationary data. If classical time series methods are applied to non-stationary data, the tests may erroneously detect a highly significant link owing to the fact that the included variables are characterised by a trend (“spurious regression”, Granger and Newbold, 1974). If the time series are not stationary, or more precisely, if they are unit root processes, links between the time series should be determined through cointegration tests. This is our main tool in the investigation of interest rates and inflation determinants. In the following, the econometric procedure consisting of unit root tests and cointegration tests is described after defining stationarity, non-stationarity and cointegration.

A2.1. Stationarity, unit root processes and cointegration

A stochastic process is called “covariance stationary” if it has a constant (time-invariant) mean, a constant variance and autocovariances that depend only on the lag length (cf. e.g. Kirchgässner/Wolters, 2006:11-13):

$$E[y_t] = \mu \text{ for all } t, \quad (\text{A1})$$

$$\text{Var}[y_t] = \sigma_y^2 \text{ for all } t, \quad (\text{A2})$$

$$\text{Cov}[y_t, y_{t+s}] = \gamma_{|s|} \text{ for all } t \text{ and } s; \quad \gamma_0 = \sigma_y^2. \quad (\text{A3})$$

A simple example of a stationary process is the following AR(1)-process

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t, \quad -1 < \beta < 1. \quad (\text{A4})$$

with u_t being a white noise process., i.e.

$$E[u_t] = 0, \quad (\text{A5})$$

$$E[u_t, u_s] = \sigma^2 \text{ for } t=s, \text{ and} \quad (\text{A6})$$

$$E[u_t, u_s] = 0 \text{ for } t \neq s. \quad (\text{A7})$$

The expected value, variance and covariance of the AR(1) process are, respectively,

$$E[y_t] = \frac{\alpha}{1-\beta}, \quad (\text{A8})$$

$$\text{Var}[y_t] = \frac{\sigma^2}{1-\beta^2}, \quad (\text{A9})$$

$$\text{Cov}[y_t, y_{t+s}] = \beta^{|s|} \text{Var}[y_t]. \quad (\text{A10})$$

All moments are time-invariant.

The stationarity condition for AR and ARMA processes can be stated in terms of the characteristic roots of the difference equation of the AR part. The characteristic equation of the AR(1) in (A4) is

$$x - \beta = 0. \quad (\text{A11})$$

Generally, stationarity requires that all characteristic roots of the process lie within the unit circle:

$$-1 < x_i < 1, \quad (\text{A12})$$

with x_i denoting the characteristic roots of the process, and that the process has stochastic initial conditions.

Many economic time series are, however, trending (cf. Kirchgässner/Wolters: 137-142). The trend can be either deterministic, such as in the following example

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \phi t + u_t, \quad -1 < \beta < 1, \quad (\text{A13})$$

with t denoting the deterministic trend, or stochastic, where the differences between two time periods are not constant but driven by a stochastic process such as in the AR(1) process with $\beta = 1$

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + u_t, \quad (\text{A14})$$

the so-called random walk with drift.

Such processes are non-stationary because they do not have either a constant mean (the case of a process with a deterministic trend) or a time-invariant (co)variance (or both). For instance, in process (A14), the mean is constant if $\alpha=0$, but the variance is increasing over time:

$$\text{Var}[y_t] = \sigma^2 t. \quad (\text{A15})$$

In terms of higher-order AR-processes, non-stationary time series are characterised by a unit root, i.e. at least one of the characteristic roots equals 1 (and neither lies outside the unit circle). Unit root processes are not explosive, but they have a long memory; the effect of shocks does not die out. Unit root processes are often described according to their “order of integration”, which stands for the number of differences that are necessary to yield a stationary process. The process in equation (A14) is integrated of order 1, I(1), because the process becomes stationary after differencing once.

Two (or more) non-stationary processes of the same order of integration are co-integrated if a linear combination of these variables is stationary, i.e. if they share common stochastic trends. As an example, two I(1) processes are characterised by a stationary component (z_{xt} and z_{yt} , respectively) and a random walk component (v_{xt} and v_{yt} , respectively)

$$x_t = z_{x,t} + v_{x,t} \quad (\text{A16})$$

$$y_t = z_{y,t} + v_{y,t}. \quad (\text{A17})$$

If v_{xt} and v_{yt} are independent random walks, also a linear combination of these two processes will yield a non-stationary process, and the two variables x_t and y_t will not be characterised by co-movement over the longer horizon. If, however, a linear combination of the two random walks v_t exists, such that

$$v_{x,t} = \beta v_{y,t}, \quad (\text{A18})$$

also the linear combination of the two variables x_t and y_t

$$x_t - \beta y_t = (v_{x,t} - \beta v_{y,t}) + (z_{x,t} - \beta z_{y,t}) \quad (\text{A19})$$

is a stationary process. Because $v_{x,t} = \beta v_{y,t}$, both series share a common stochastic trend. The two variables x_t and y_t are linked over the long term through the cointegrating vector $(1; -\beta)$, which implies that the effect of the non-stationary component cancels out. In a system with more than two variables, there can be more than one linearly independent cointegration vector. Specifically, in a system of K variables, the maximum number of linearly independent cointegration vectors is $K-1$.

According to the Granger representation theorem, for I(1) variables, every cointegration relation implies an error-correction mechanism, and vice versa. Because the cointegration re-

relationship is the equilibrium relation between variables, short-term deviations from this link will be corrected in the subsequent periods.

In the case of two variables and the long run equilibrium $x_t = \beta y_t$, the error-correction mechanism is given by the system of equations:

$$\Delta x_t = \mu_x + \alpha_1(x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \rho_{x,i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^m \psi_{x,i} \Delta y_{t-i} + u_{x,t} \quad (\text{A20})$$

$$\Delta y_t = \mu_y + \alpha_2(x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \rho_{y,i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^m \psi_{y,i} \Delta y_{t-i} + u_{y,t} \quad (\text{A21})$$

Because deviations from the long-run equilibrium are stationary, the system of equations is a VAR model of stationary variables. At least one of the α 's is different from zero. If only one $\alpha \neq 0$, in a stable model only one variable adjusts to the long-run relationship. The other variable is said to be weakly exogenous. The parameter α shows the speed of adjustment, i.e. a high value of α indicates that the variable adjusts quickly to deviations from the long-run equilibrium. The expected sign of the adjustment coefficients if $\beta > 0$ is – owing to the fact that this is a correction towards the equilibrium relation – negative for α_1 and positive for α_2 .

A2.2. Unit root test: Augmented Dickey Fuller test

The unit root test applied in this investigation is the Augmented Dickey-Fuller (Dickey/Fuller, 1979) test. The most general version of the test equation for variables showing no seasonality is given by

$$\Delta y_t = c + \gamma t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \psi_i \Delta y_{t-i} + u_t, \quad (\text{A22})$$

with c being a constant and t a deterministic trend. The lag length of y should secure that the residuals are white noise. The null hypothesis of the test including a constant and deterministic trend is

$$H_0 : \alpha = 0,$$

i.e. the series has a unit root. A rejection of the null hypothesis leads to the result that the series is trend-stationary (Hassler, 2004). The decision is made based on the t-statistics of α , for which specific critical values of MacKinnon (1996) are applied. These depend on the number of observations and the deterministic included in the estimation. The test with a trend is applied if the data show a clear tendency to increase or decrease.

If there is no trending behaviour, the test equation contains only a constant:

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \psi_i \Delta y_{t-i} + u_t. \quad (\text{A23})$$

In this case, under the null hypothesis of $\alpha = 0$, the process has a unit root. Otherwise the process is stationary around a constant mean c . A test equation that excludes both deterministic trend and constant is useful only if the variables fluctuate around mean zero.

The Augmented Dickey-Fuller test in equation (A22) contains lags of the differenced variable provided the data generating process is of higher autoregressive order. The choice of lags is made with information criteria. In the present investigation, we decide about the lag length based on the Schwarz information criterion (SIC):

$$SIC = \ln \left(\hat{\sigma} \right)^2 + p \cdot \frac{\ln(T)}{T}, \quad (\text{A24})$$

where T is the number of observations, $\left(\hat{\sigma} \right)^2$ the sum of squared residuals and p the number of explanatory variables (regressors and constant term). The chosen lag length minimises the value of the criterion. The *SIC* function declines with a lower estimated regression variance (which tends to decline with more considered lags) and a lower number of lags (i.e. a parsimonious specification). The criterion hence strikes a balance between these two objectives.

A2.3. Johansen cointegration test

The cointegration test applied in this investigation is the Johansen test (1991). It includes a test of the number of cointegrating vectors and of the causality structure, i.e. which variable adjusts to the long-term link. Furthermore, owing to the multi-equation approach, the variables in the system can be mutually dependent.

The Johansen cointegration test rests on the VECM framework, similar to the system of equations (A20) and (A21) for the two-variable example. In a case with many variables, the VECM can be written as

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t, \quad (\text{A25})$$

where y_t now denotes the column vector of K I(1) variables included in the system, μ is a vector of constants, Π and Γ are $(K * K)$ matrices of the parameters of the lagged and differ-

enced variables, respectively, and U_t the vector of (white noise) error terms. Because Y are assumed to be non-stationary variables, the system is balanced only if ΠY_{t-1} does not have full rank ($r < K$), i.e. if a linear combination of the Y_t is stationary. The rank of the matrices also equals the number of cointegration vectors. If Π does not have full rank, it can be decomposed into two matrices $\Pi = \alpha\beta'$, with the rank of each equalling r . The matrices α and β are $(K \times r)$ matrices of the adjustment coefficients and cointegration vectors, respectively. In terms of the example used in the Granger representation theorem (equations (A20) and (A21)), the matrix Π is

$$\Pi = \begin{pmatrix} \alpha_1 & -\alpha_1\beta \\ \alpha_2 & -\alpha_2\beta \end{pmatrix}$$

and the matrices with the adjustment coefficient and the cointegration vector are:

$$\alpha = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \text{ and}$$

$$\beta' = (1 \quad -\beta).$$

The Johansen approach starts with the determination of the rank of the Π matrix through an estimation of a specific eigenvalue problem (for the exact procedure cf. Kirchgässner/Wolters, 2006). The eigenvalues are then ordered starting from the highest. The statistical significance of the number of non-zero eigenvalues is evaluated by the trace statistic, which is reported in the results of the cointegration tests in the presented investigation:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^K \ln(1 - \hat{\lambda}_i). \quad (\text{A26})$$

(r denotes the number of cointegrating vectors considered in the null hypothesis, $\hat{\lambda}_i$ the estimated i^{th} ordered eigenvalue, and T the sample size.)

To test that the number of linearly independent cointegrating vectors is r_0 , the pair of hypothesis is given by:

$$H_0 : rk(\Pi) \leq r_0$$

$$H_1 : rk(\Pi) > r_0.$$

The test procedure starts with $r_0 = 0, 1, \dots, K-1$ and it stops when H_0 cannot be rejected for the first time. The null hypothesis of the trace test is rejected for values exceeding the critical values. Subsequently the highest eigenvalue is removed and the new null hypothesis is again that there is a maximum of one cointegrating vector. If this hypothesis is rejected, the system has at least two cointegrating vectors, otherwise, the cointegrating vector determined in the first step is the only linearly independent vector. As a result, if the test finds that the rank of the matrix Π is zero, the included variables are not cointegrated. If the matrix is found to have full rank, all variables are stationary.

The trace statistic is compared with the critical values obtained from simulations of Johansen (1995). The critical values depend on the deterministic considered in the VECM model and in the cointegration relation. Specifically, different deterministic are considered for time series that show a clear tendency to increase or decrease (such as the price level but also inflation if it is steadily declining within the disinflation process) and to time series that do not include a linear time trend (such as interest rates). In the former case, the VECM will be estimated including a constant in the short-term dynamics, similar to that shown in equation (A24). In the case with non-trending data, no constant is included in the short-term dynamics. In all tests applied in our investigation, a constant term is included in the cointegration relation, i.e. in the Π matrix.

Provided the test finds cointegrating relationships, the Johansen procedure splits the matrix into a matrix containing the cointegrating vector and a matrix containing the adjustment parameters. The significance of the adjustment parameters can be tested with the t-statistic.

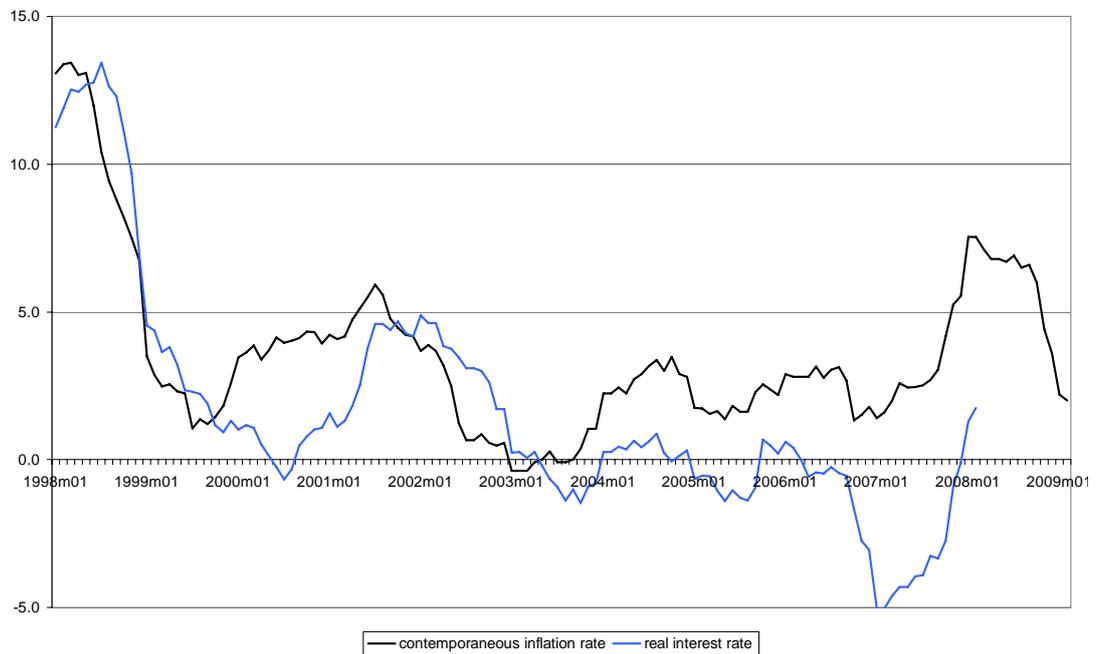
As in the case of the unit root test, the choice of the lag length is crucial (the error terms must not be serially correlated) and this is done with the SIC criterion and tests of the residuals' properties applied to an unrestricted VAR. Finally, the Johansen procedure may require an adjustment for small samples. In this investigation, the trace statistic is augmented by a factor suggested in Reimers (1992) so that

$$\lambda_{trace}(r) = \left(-T \sum_{i=r+1}^K \ln(1 - \hat{\lambda}_i)\right) \cdot \frac{(T - Kn)}{T}, \quad (\text{A27})$$

with T denoting the sample size, K the number of variables and n the lag length of the corresponding unrestricted VAR.

APPENDIX 3: Graphs and Tables Czech Republic

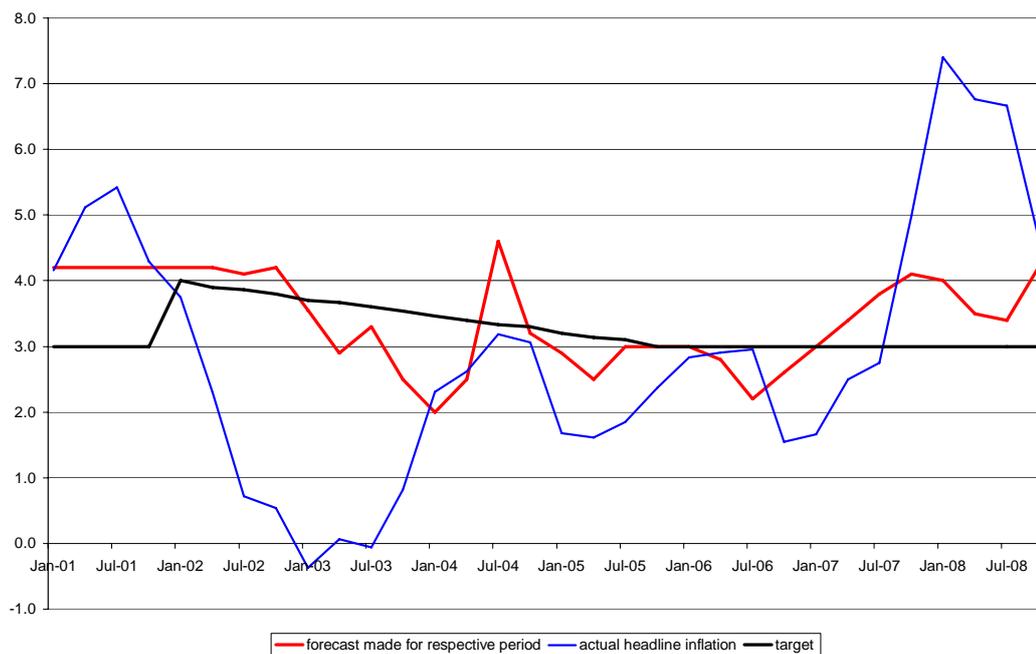
Graph A3.1: Real interest rates



Source: CNB, own calculations. The real interest rates are calculated subtracting the inflation rate one year ahead from the policy rate.

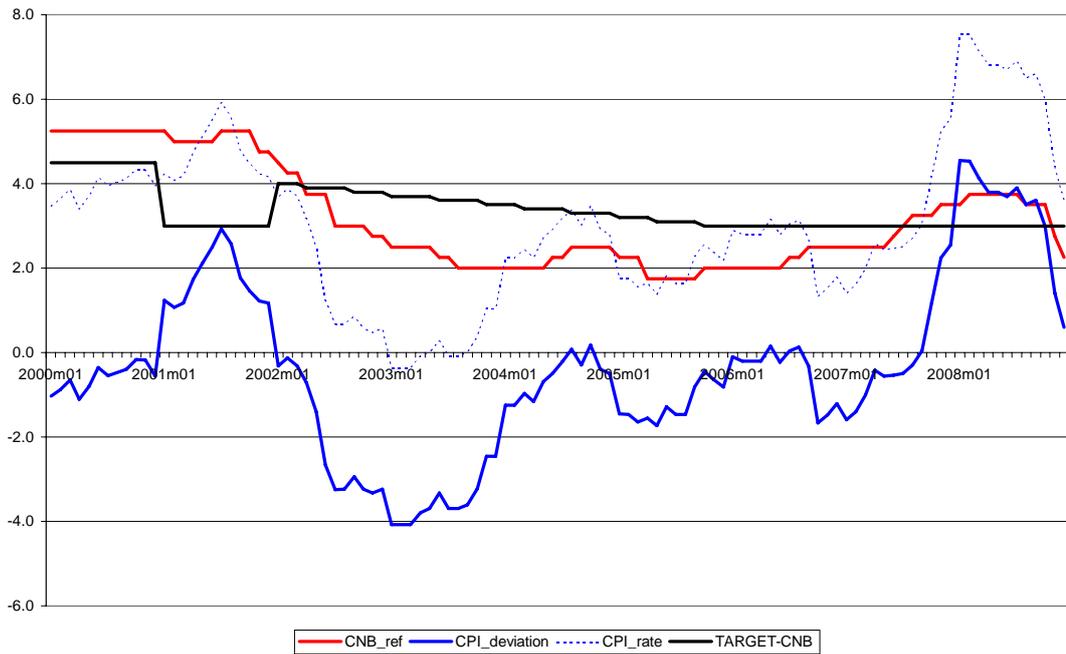
Graph A3.2:

Inflation target, forecast of CNB made for respective quarter six quarters earlier, and actual inflation rate



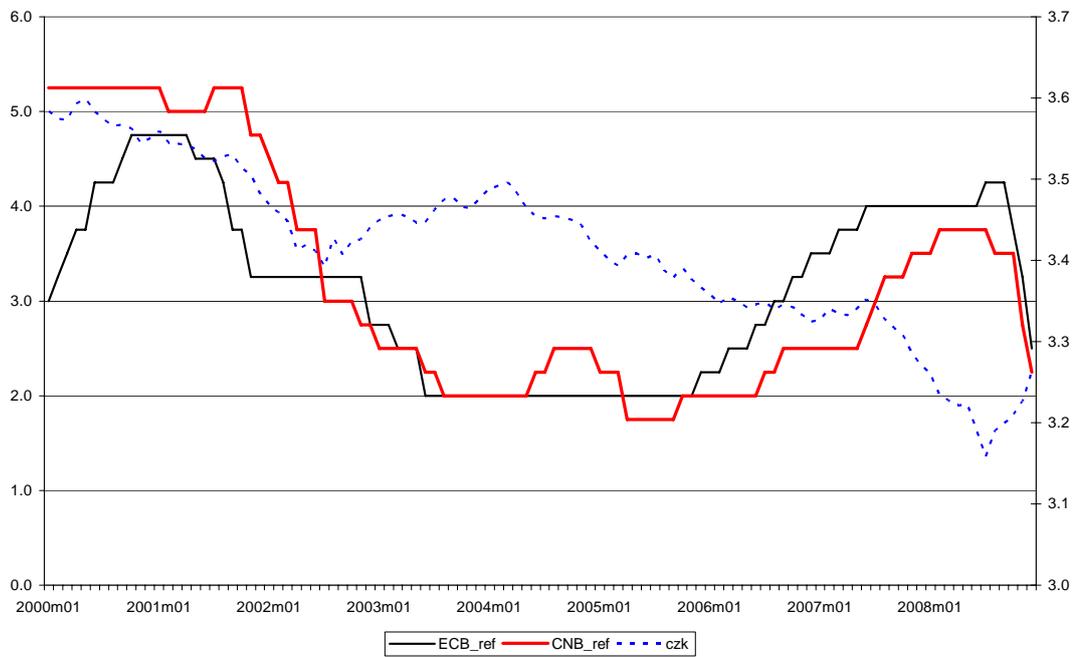
Source: CNB.

Graph A3.3: CNB policy rate, inflation target and actual inflation, 2000-2008



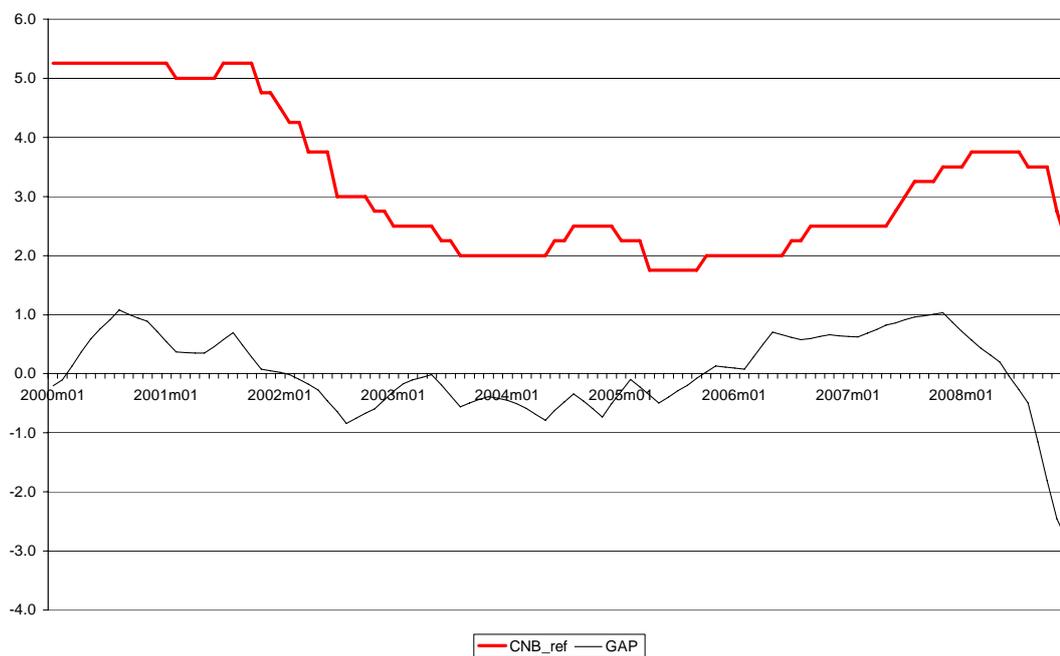
Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.4:
CNB and ECB main policy rates (left scale), log of nominal exchange rate CZK-EUR (right scale), 2000-2008



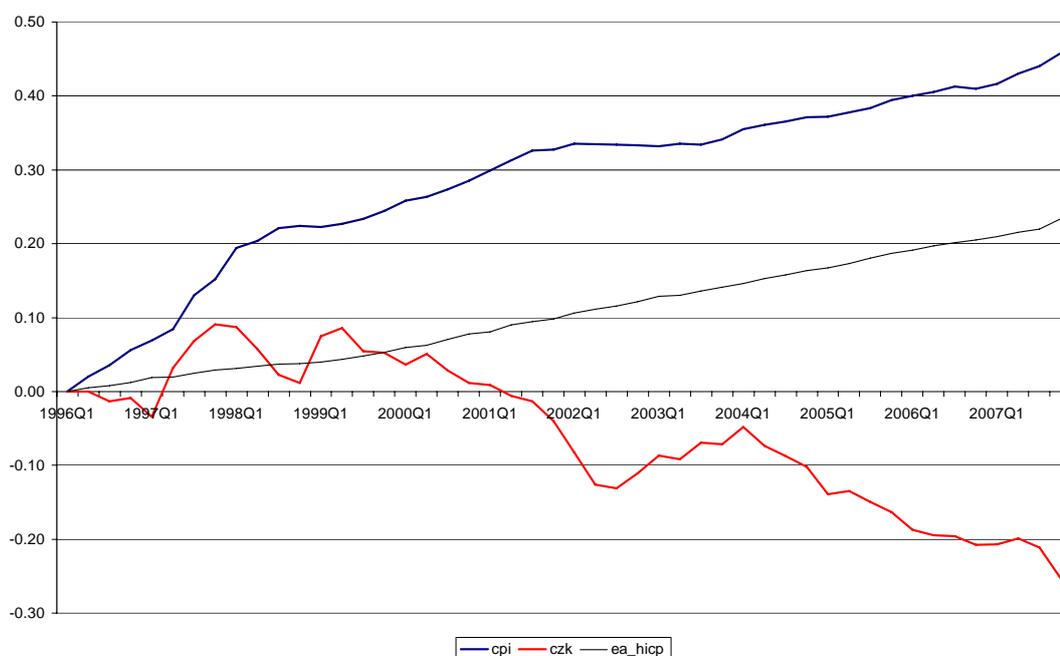
Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.5:
CNB policy rate and output gap in % of potential GDP, Czech Republic, 2000-2008



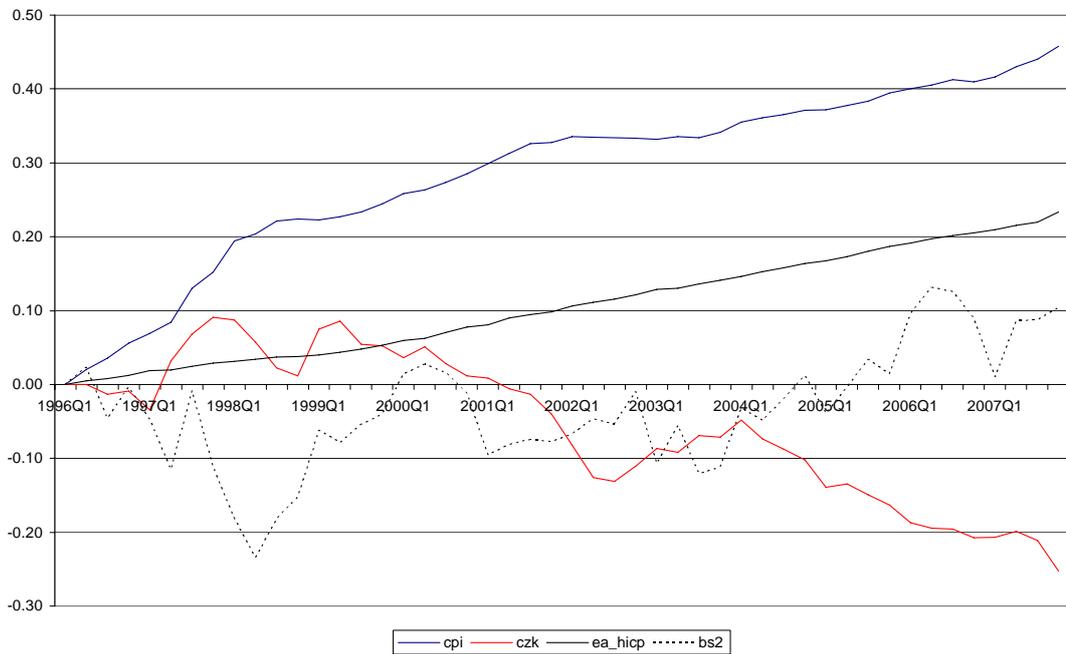
Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.6:
Czech CPI, nominal exchange rate towards DEM/EUR, euro area HICP, 1996-2007



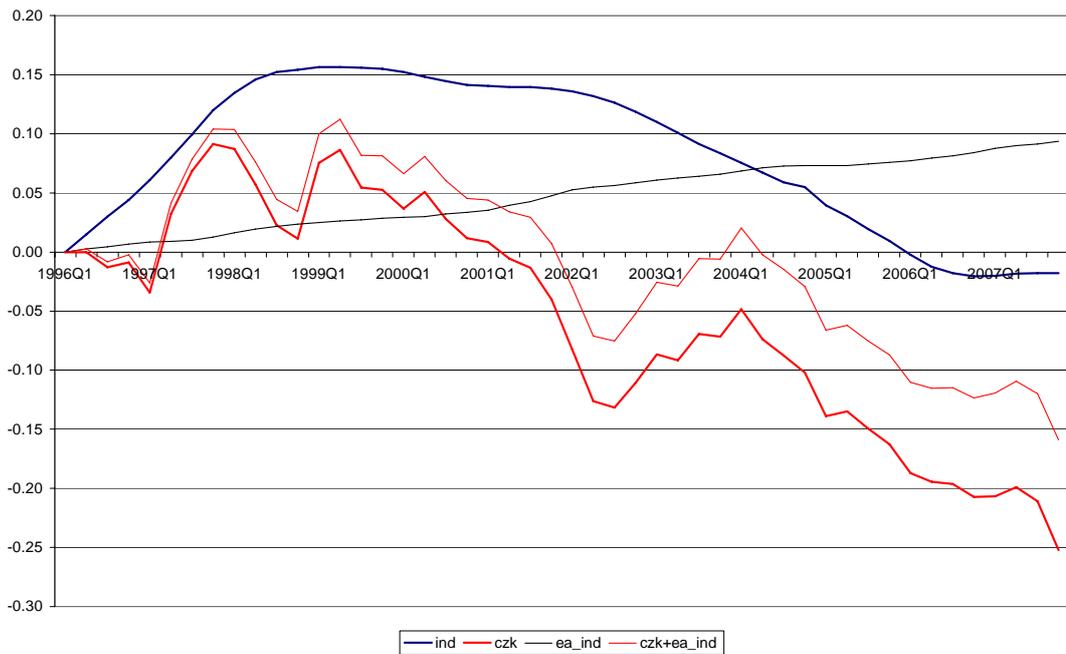
Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.7:
Czech CPI, nominal exchange rate towards DEM/EUR, euro area HICP and the dual productivity differential towards the euro area, 1996-2007



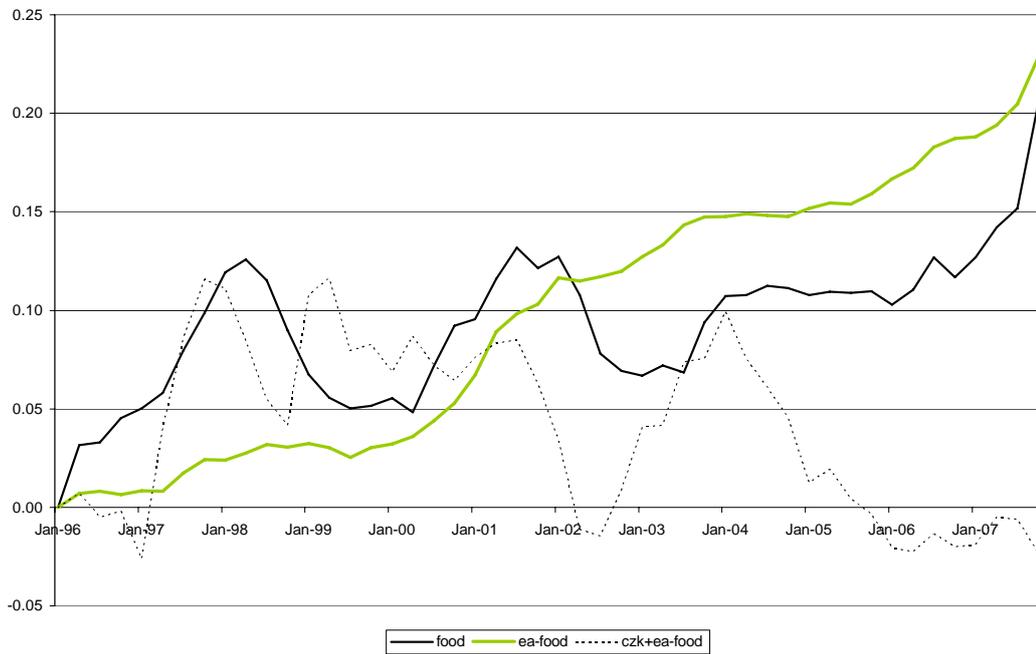
Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.8:
Czech industrial goods prices, nominal exchange rate towards DEM/EUR and euro area industrial goods prices, 1996-2007



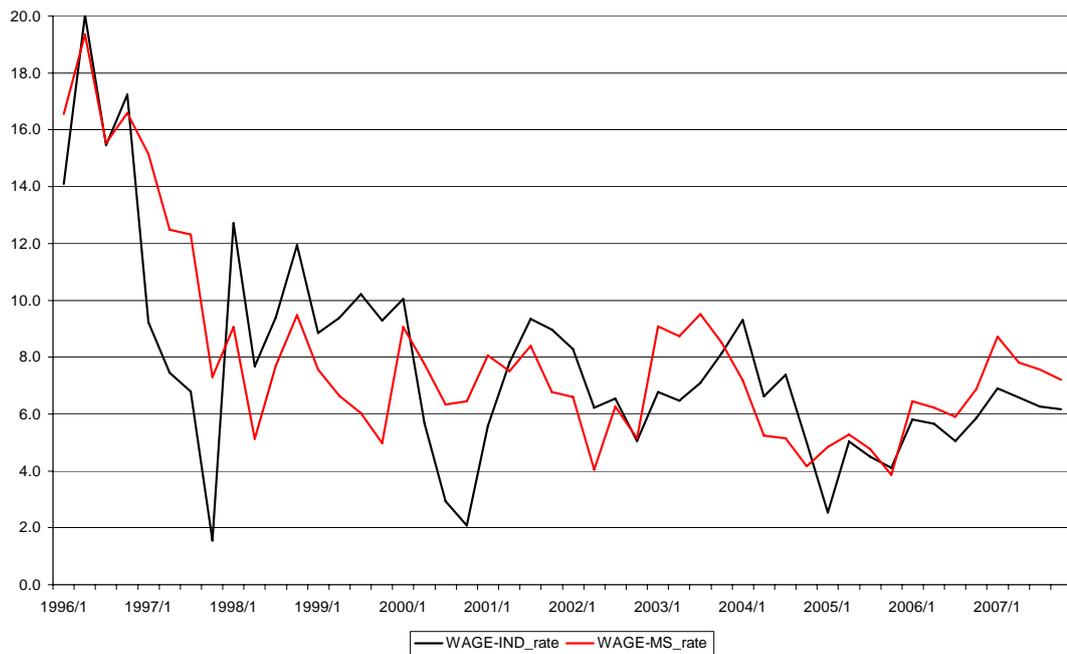
Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.9:
Czech food prices in CPI, nominal exchange rate towards DEM/EUR and euro area food prices in the HICP, 1996-2007



Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

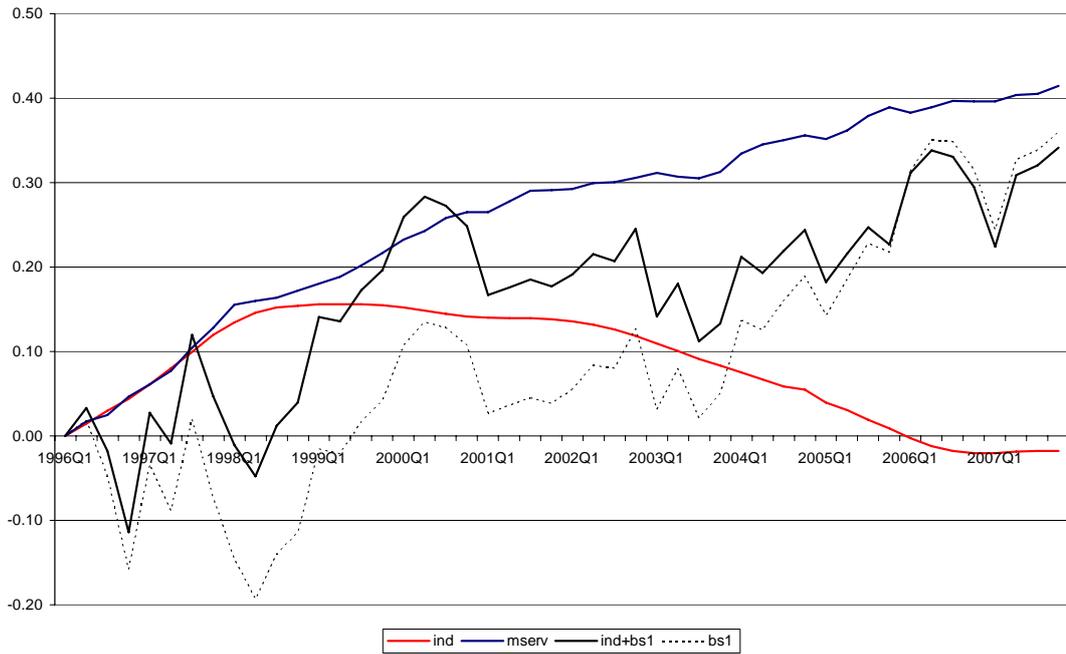
Graph A3.10:
Wage equalisation between industry and market services



Source: see Table A3.1.

Graph A3.11:

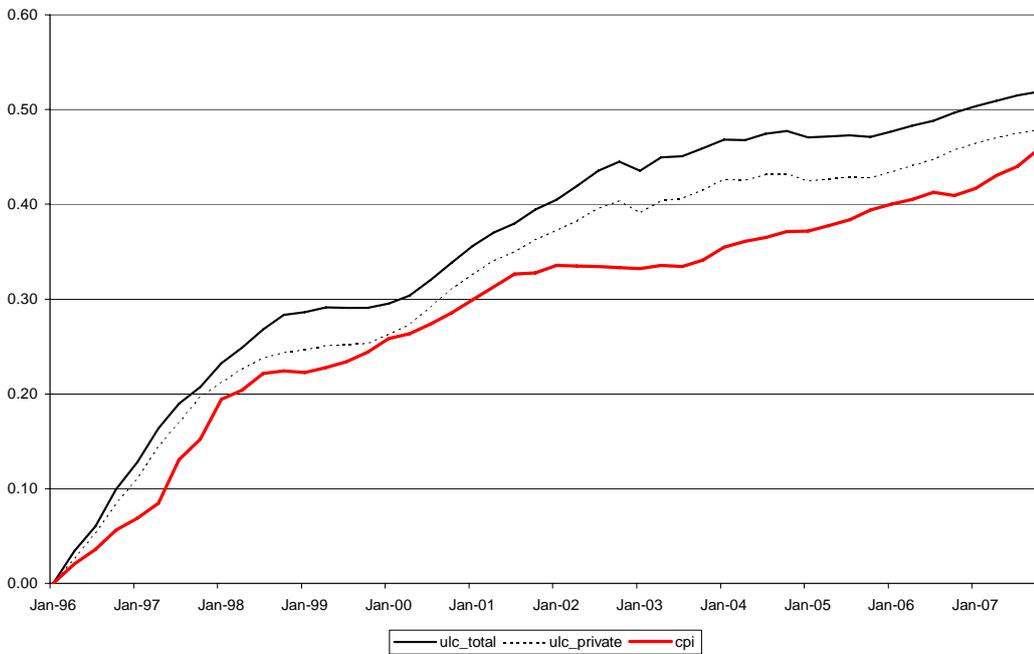
Market service prices, industrial goods prices and the productivity differential, 1996-2007



Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

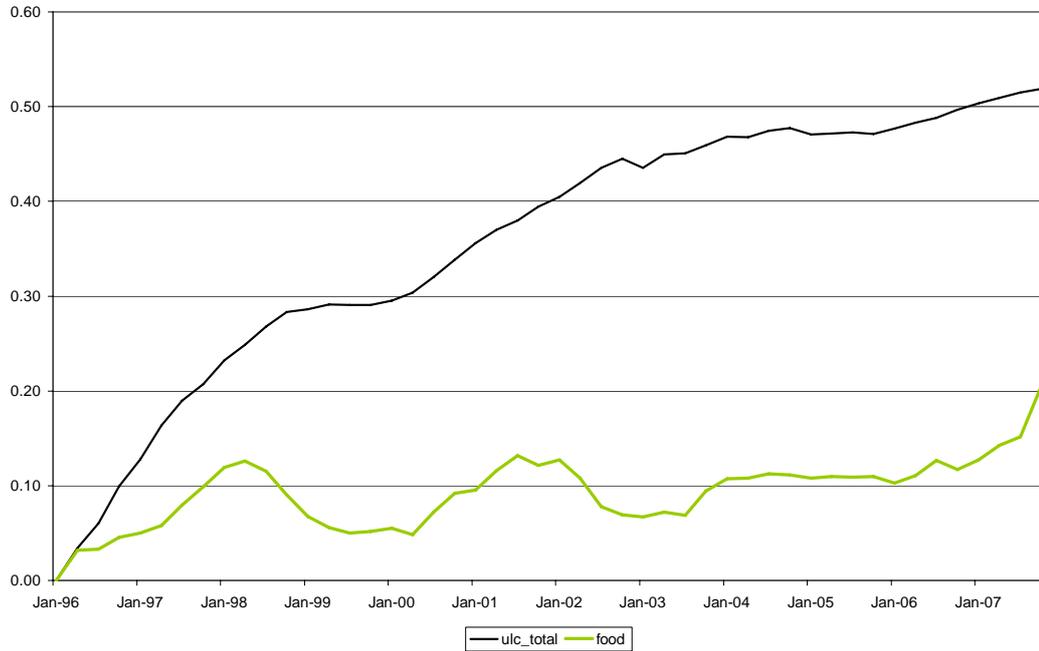
Graph A3.12:

CPI and unit labour costs in the private sectors and in the total economy, 1996-2007



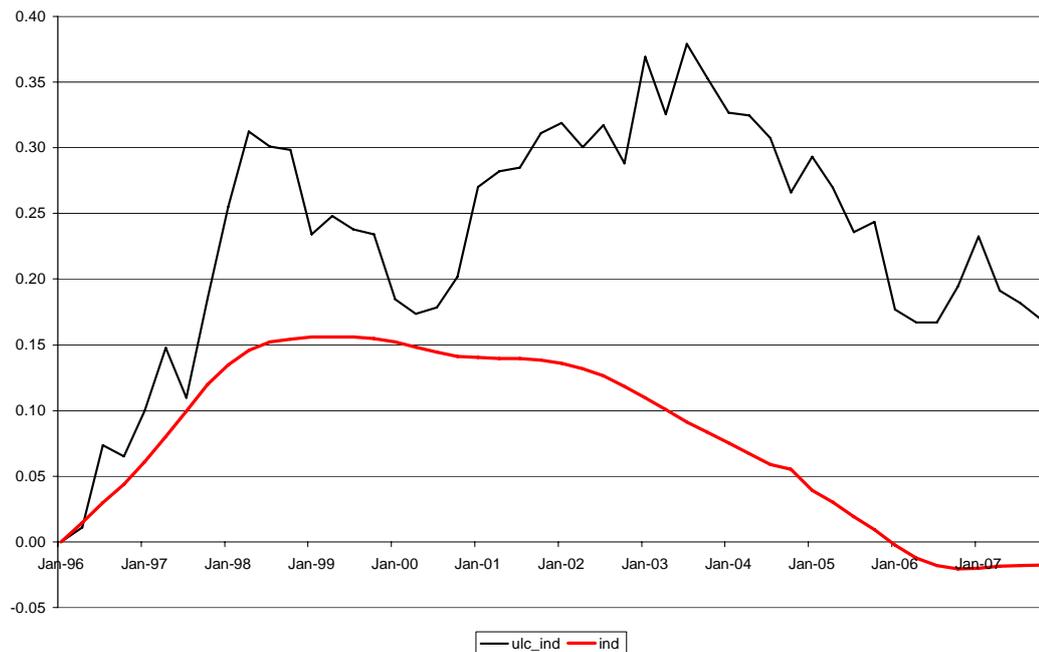
Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.13:
Food prices and unit labour costs in the total economy, 1996-2007



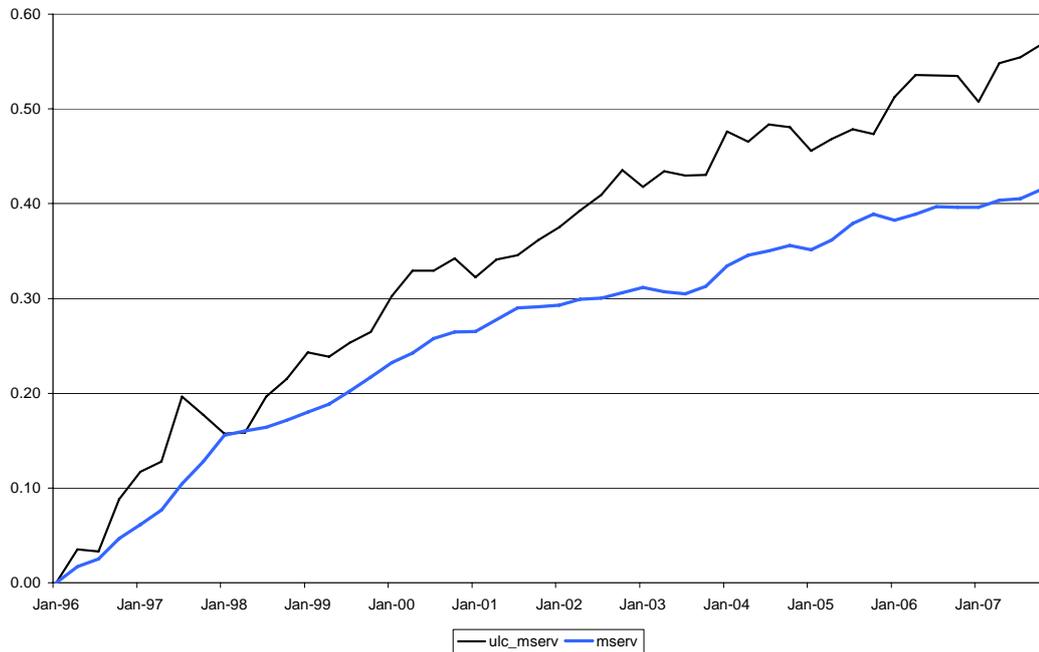
Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.14:
Industrial goods prices and unit labour costs in industry, 1996-2007



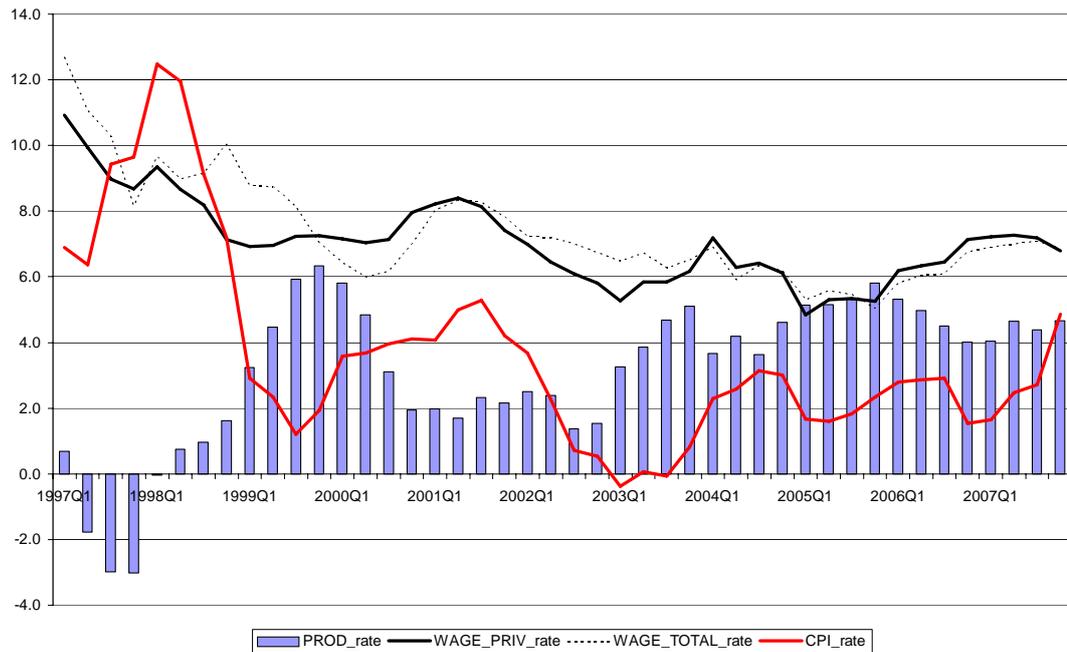
Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.15:
Market services prices and unit labour costs in market services, 1996-2007



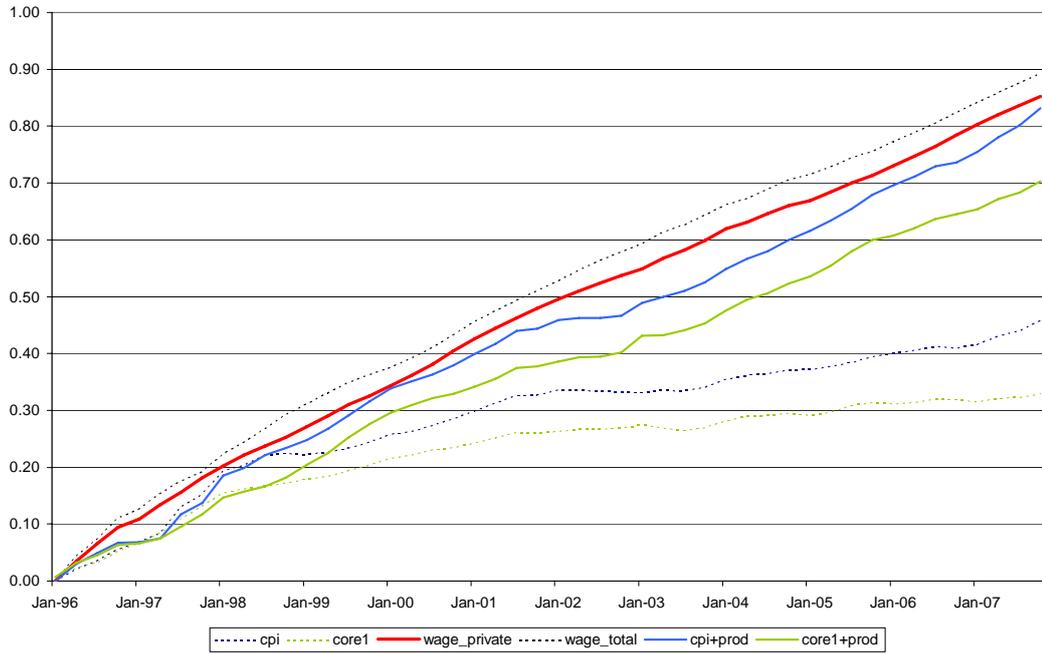
Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.16:
Wages in the private sectors and the total economy, productivity and CPI, year-on-year growth rates in per cent, 1996-2007



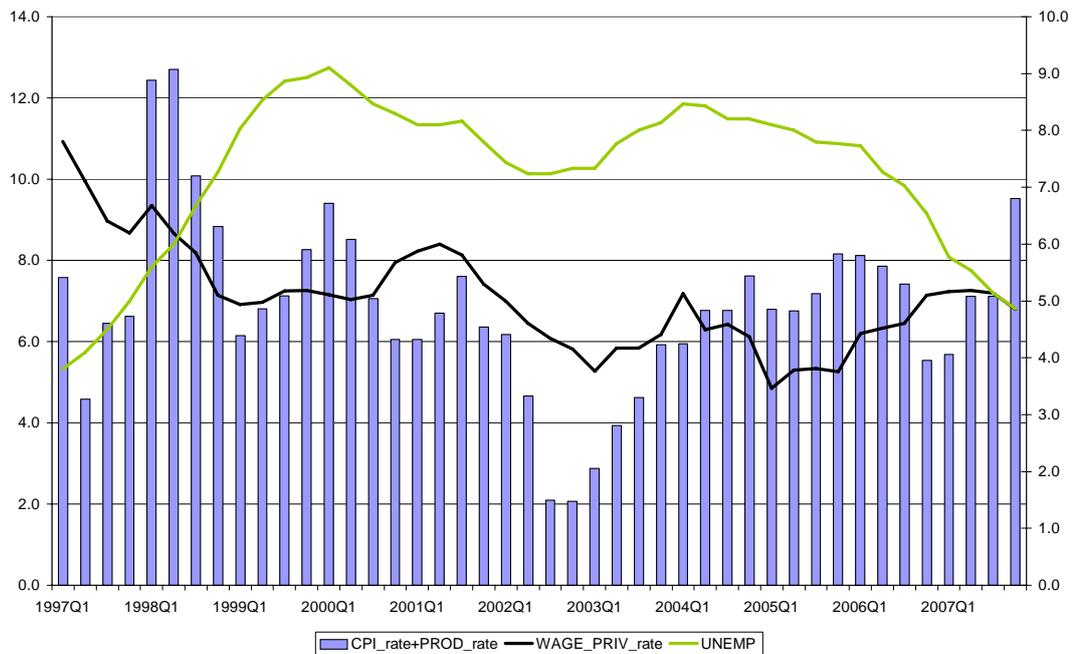
Source: see Table A3.1.

Graph A3.17:
Wages in the private sectors and the total economy, productivity and CPI, 1996-2007



Note: All variables normalised to 1 in first quarter of 1996 and presented in logs. Source and notation: see Table A3.1.

Graph A3.18:
Wage growth in the private sectors, productivity growth (left scale) and unemployment rate (right scale), 1996-2007



Source and notation: see Table A3.1.

Table A3.1 :
Notation of series in the empirical tests and their source

VARIABLE	DESCRIPTION	SOURCE
CNB_ref	CNB official refinancing rate	Eurostat (New Cronos)
ECB_ref	ECB main refinancing rate	Eurostat (New Cronos)
czk	Log of exchange rate of Czech koruna to euro or to the DEM (before 1999)	Eurostat (New Cronos) IMF
cpi	Log of consumer price index (CPI)	CNB
CPI deviation	Deviation of the inflation rate from the inflation target in percentage points	CPI: see CPI
CPI_rate	Inflation rate	CNB
TARGET-CNB	Inflation target of CNB	CNB
forecast deviation	Deviation of the inflation rate forecasted by the CNB in the Inflation Reports from the actual inflation rate	own calculations based on CNB data
MM_D1	1-day money market rate	CNB
MM_M1	1-month money market rate	CNB
MM_M3	3-month money market rate	CNB
MM_M6	6-month money market rate	CNB
MM_M12	12-month money market rate	CNB
GB_3Y	3-year government bond yield	CNB
GB_5Y	5-year government bond yield	CNB
GB_10Y	10-year government bond yield	CNB
EA_GB_10Y	10-year government bond yield of euro area	Eurostat
LOANS_hh_cons	Loans to households for consumption purposes	CNB
LOANS_hh_hous	Loans to households for investment into residential property	CNB
LOANS_firms	Loans to non-financial firms	CNB
hicp	Log of Harmonised Index of Consumer prices (HICP)	Eurostat
ind	Log of industrial goods' prices (IND)	Eurostat, own calculations based on COICOP categories furniture and clothing
food	Log of food prices (FOOD)	Eurostat
mserv	Log of market services' prices (MSERV)	Eurostat, own calculations based on COICOP categories transport, communication, recreation, restaurants and miscellaneous items
core1	Log of core inflation (CORE1)	Eurostat and own calculations (merging IND and MSERV)
reg	Log of regulated prices (REG)	CNB

VARIABLE	DESCRIPTION	SOURCE
bs1	Log of productivity differential between industry and market services	Eurostat and own calculations (real value added divided by employment in the respective sectors).
bs2	Log of dual productivity differential: Czech productivity differential between industry and market services relative to the euro area's productivity differential.	Eurostat and own calculations (real value added divided by employment in the respective sectors).
ea-hicp	Log of HICP for euro area	Eurostat
ea-ind	Log of euro area industrial goods prices (excluding energy), component of HICP	Eurostat
ea-food	Log of euro area food prices, component of HICP	Eurostat
GAP	Output gap (deviation in % of GDP from the HP-filtered GDP)	Own calculations based on Eurostat data.
wage_private	Log of wages in the private sectors	CNB
wage_total	Log of wages in the total economy	CNB
wage_ind	Log of wages in industry, national accounts based	Eurostat
wage_mserv	Log of wages in market services, national accounts sectors construction, trade and finance	Eurostat
WAGE_PRIV_rate	Year-on-year growth rate of wages in industry	Eurostat
WAGE_TOTAL_rate	Year-on-year growth rate of wages in market services sectors	Eurostat
WAGE_IND_rate	Year-on-year growth rate of wages in industry	Eurostat
WAGE_MSERV_rate	Year-on-year growth rate of wages in market services sectors	Eurostat
prod	Log of labour productivity in total economy	Eurostat and own calculations (real GDP divided by total employment)
PROD_rate	Year-on-year growth of labour productivity in total economy	Eurostat and own calculations
ulc_private	Log of unit labour costs in private sectors	CNB, Eurostat and own calculations (WAGE-PR divided by PROD)
ulc_total	Log of unit labour costs in total economy	CNB, Eurostat and own calculations (WAGE-TOT divided by PROD)
ulc_ind	Log of unit labour costs in industry	Eurostat and own calculations (Compensation of employees per employee divided by productivity in industry, based on national accounts data)

VARIABLE	DESCRIPTION	SOURCE
ulc_mserv	Log of unit labour costs in market services	Eurostat and own calculations (Compensation of employees per employee divided by productivity in construction, trade and finance, based on national accounts data)
UNEMP	Unemployment rate	Eurostat

Table A3.2:

Czech Republic: Unit root tests of series included in the interest rate analysis

Estimation period: 2000:1-2008:12 (2000:1- 2007:12 for the money market and government bond rates)

denotes significance at 10%, * at 5 % and ** at 1%

		DETERMINISTIC	LAGS	TEST STATISTIC
CNB_ref	Level	c	0	-1.23
	1 st difference	-	2	-2.58**
ECB_ref	Level	c	4	-2.11
	1 st difference	-	2	-1.75#
Inflation rate (CPI_rate)	Level	c	2	-2.31
	1 st difference	-	0	-7.67**
Deviation of inflation rate from target (CPI deviation)	Level	c	0	-2.17
	1 st difference	-	0	-8.31**
Deviation of forecast from target (forecast deviation)	Level	c	0	-3.07*
	1 st difference	-	0	-10.17**
Exchange rate CZK-EUR in logs (czk)	Level	c	0	-0.81
	1 st difference	-	0	-7.93**
Money market rate 1 day (MM_D1)	Level	c	0	-1.79
	1 st difference	-	0	-3.23**
Money market rate 1 month (MM_M1)	Level	c	3	-1.58
	1 st difference	-	2	-2.02*
Money market rate 3 months (MM_M3)	Level	c	2	-1.49
	1 st difference	-	1	-3.36**
Money market rate 6 months (MM_M6)	Level	c	1	-1.60
	1 st difference	-	0	-5.11**
Money market rate 12 months (MM_M12)	Level	c	1	-1.90
	1 st difference	-	0	-5.20**
Government bond rate 3 years (GB_3Y)	Level	c	1	-1.81
	1 st difference	-	0	-6.01**
Government bond rate 5 years (GB_5Y)	Level	c	1	-1.73
	1 st difference	-	0	-6.43**
Government bond rate 10 years (GB_10Y)	Level	c	1	-1.78
	1 st difference	-	0	-5.83**
Euro Area government bond rate 10 years (EA_GB_10Y)	Level	c	0	-2.08
	1 st difference	-	0	-7.63**

Table A3.3: Czech Republic: Unit root tests of series included in the inflation analysis

All series are tested in log levels and quarterly frequency.

Estimation period is 1996/1-2007/4.

** denotes significance at 1 %, * at 5 % and # stands for significance at 10 %

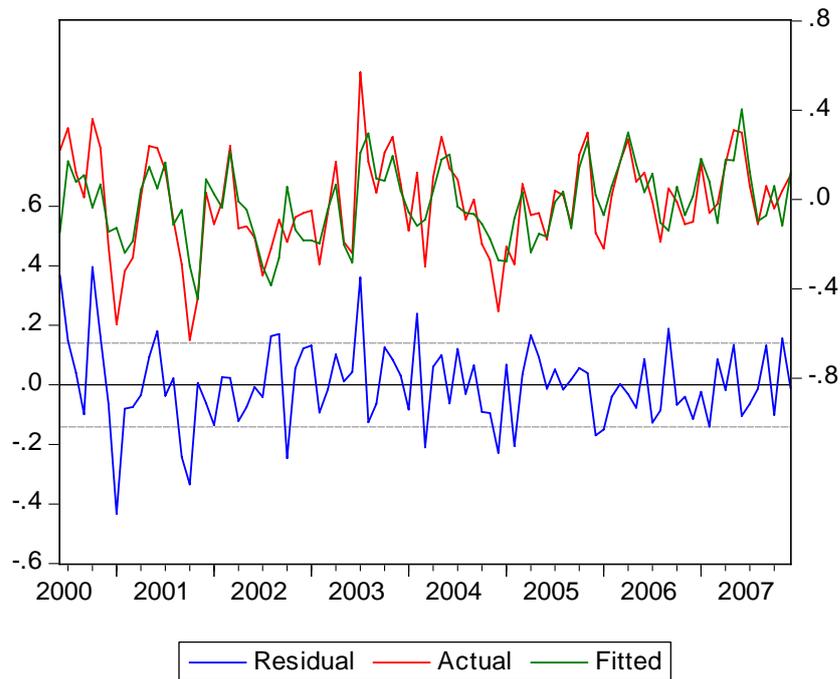
		DETERMINISTIC	LAGS	TEST STATISTIC
cpi	Level	c, trend	1	-2.84
	1 st difference	c	0	-3.99**
czk	Level	c, trend	1	-2.66
	1 st difference	c	0	-5.02**
ea-hicp	Level	c, trend	0	-1.21
	1 st difference	c	2	-1.25
czk+ea-hicp	Level	c, trend	1	-2.88
	1 st difference	c	0	-5.09**
bs2 (dual productivity differential)	Level	c, trend	0	-3.01
	1 st difference	c	0	-8.28**
ind	Level	c, trend	1	-3.41
	1 st difference	c	0	-1.75
czk+ea-ind	Level	c, trend	1	-2.63
	1 st difference	c	0	-5.05**
mserv	Level	c, trend	2	-3.14
	1 st difference	c	0	-4.19**
ind+bs1	Level	c, trend	0	-2.97
	1 st difference	c	0	-8.29**
food	Level	c, trend	3	-3.26#
	1 st difference	c	3	-3.09*
ea-food	Level	c, trend	0	-2.15
	1 st difference	c	0	-3.08*
czk+ea-food	Level	c, trend	1	-3.00
	1 st difference	c	0	-5.24**
wage-private	Level	c, trend	1-4,8	-2.65
	1 st difference	c	4,8	-2.73#
UNEMP	Level	c	2	-2.74
	1 st difference	-	0	-2.24*
cpi+prod	Level	c, trend	1	-1.63
	1 st difference	c	0	-5.72**
core1 (ind+mserv)	Level	c, trend	0	-2.97
	1 st difference	c	0	-8.30**
ulc-total	Level	c, trend	1	-3.07
	1 st difference	c	0	-3.09*
ulc-private	Level	c, trend	1	-3.19
	1 st difference	c	0	-2.88#
ulc-mserv	Level	c, trend	0	-3.02
	1 st difference	c	3	-5.12**
ulc-ind	Level	c, trend	0	-1.97
	1 st difference	c	0	-6.91**
core1+prod	Level	c, trend	1	-1.845
	1 st difference	c	0	-5.46**

Table A3.4:
Short-term link between the Czech and euro area 10-year government bond yields

Dependent Variable: D(GB_10Y)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2000M06 2007M12
 Included observations: 91 after adjustments

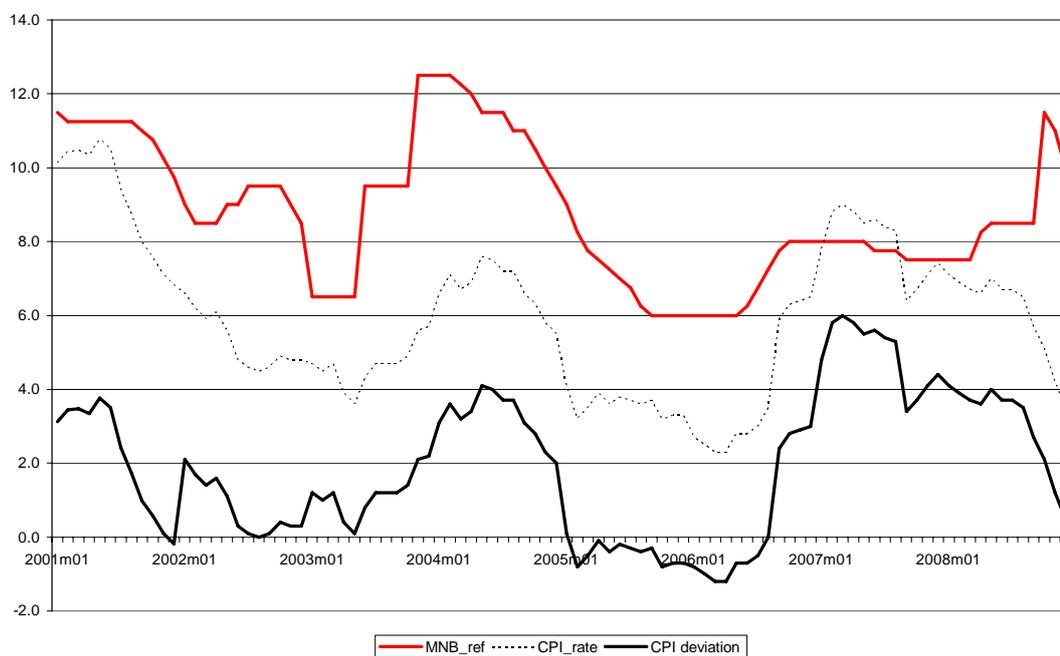
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.00	0.01	0.21	0.82
D(CZ_REF)	0.16	0.09	1.78	0.07
D(EA_GB_10Y)	0.86	0.10	8.51	0.00
D(GB_10Y(-1))	0.37	0.07	5.22	0.00

R-squared	0.584	Mean dependent var	-0.018
Adjusted R-squared	0.569	S.D. dependent var	0.214
S.E. of regression	0.141	Akaike info criterion	-1.037
Sum squared resid	1.729	Schwarz criterion	-0.926
Log likelihood	51.18	Hannan-Quinn criter.	-0.992
F-statistic	40.71	Durbin-Watson stat	1.857
Prob(F-statistic)	0.000		



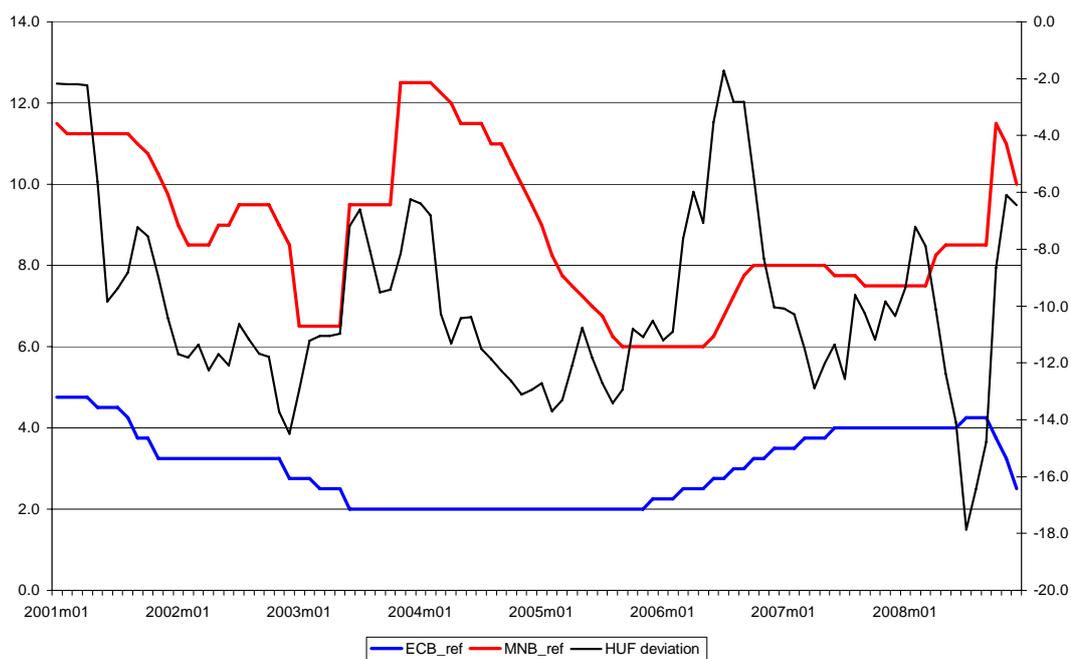
Appendix 4: Graphs and Tables Hungary

Graph A4.1:
MNB main rate and deviation of actual inflation from target, 2001-2008



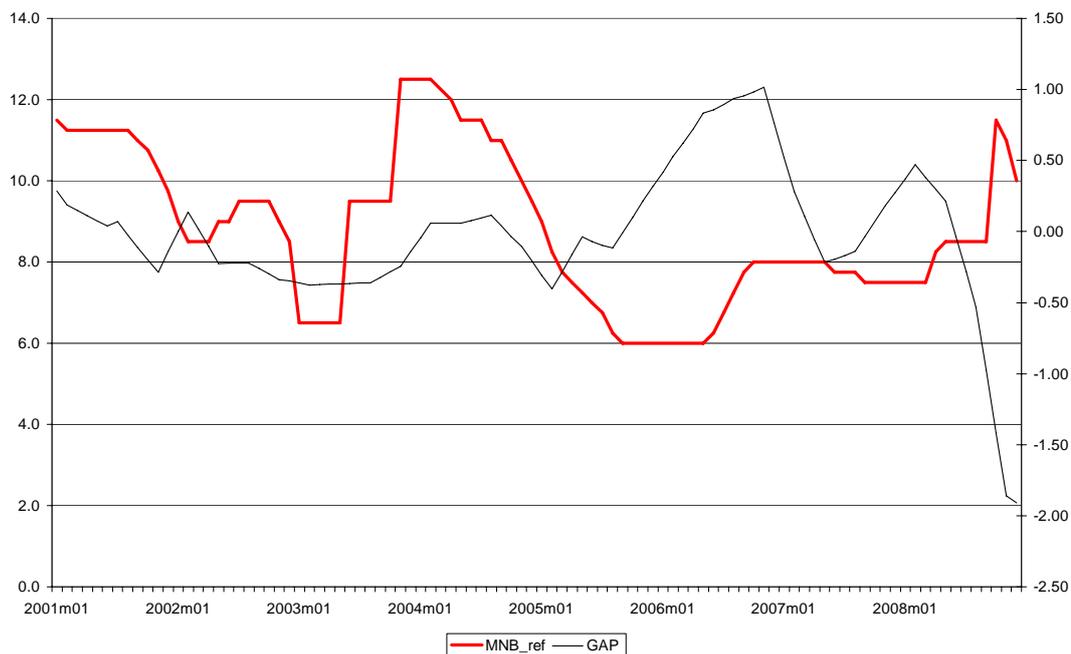
Source and notation: see Table A4.1.

Graph A4.2:
Central bank main policy rates, Hungary and euro area (left scale), deviations of the nominal exchange rate HUF-EUR from central parity in per cent (right scale), 2001-2008



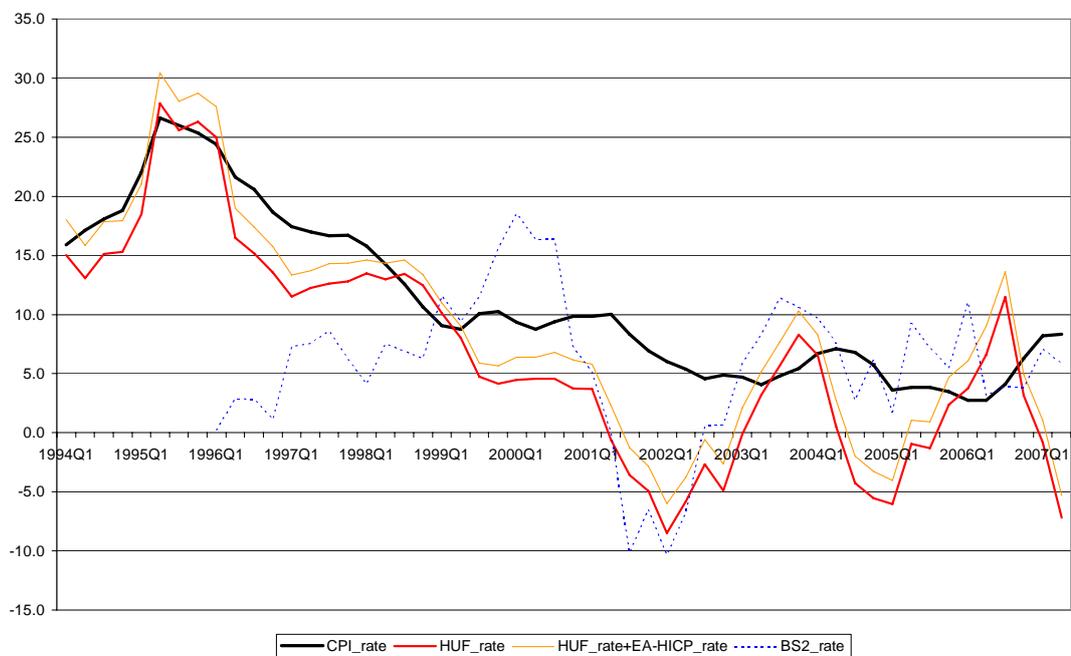
Source and notation: see Table A4.1.

Graph A4.3:
Central bank main policy rate (left scale) and output gap (right scale), 2001-2008



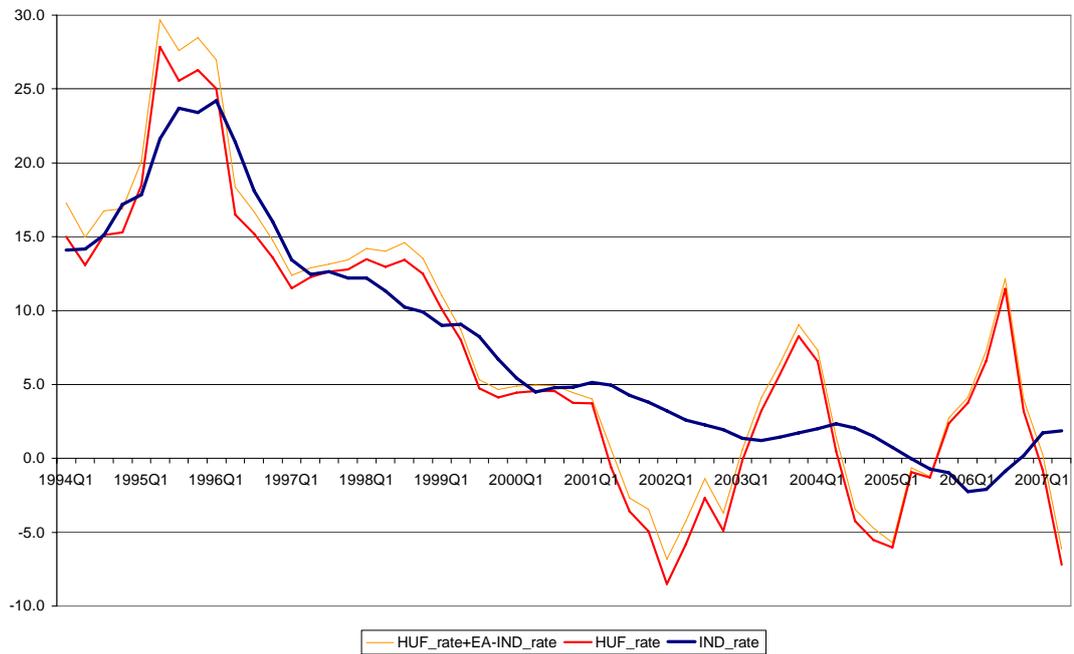
Source and notation: see Table A4.1. Output gap in % of potential GDP.

Graph A4.4:
Headline inflation in Hungary and euro area, and year-on-year rate of change in nominal exchange rate towards the currency basket and in dual productivity differential, 1994-2007



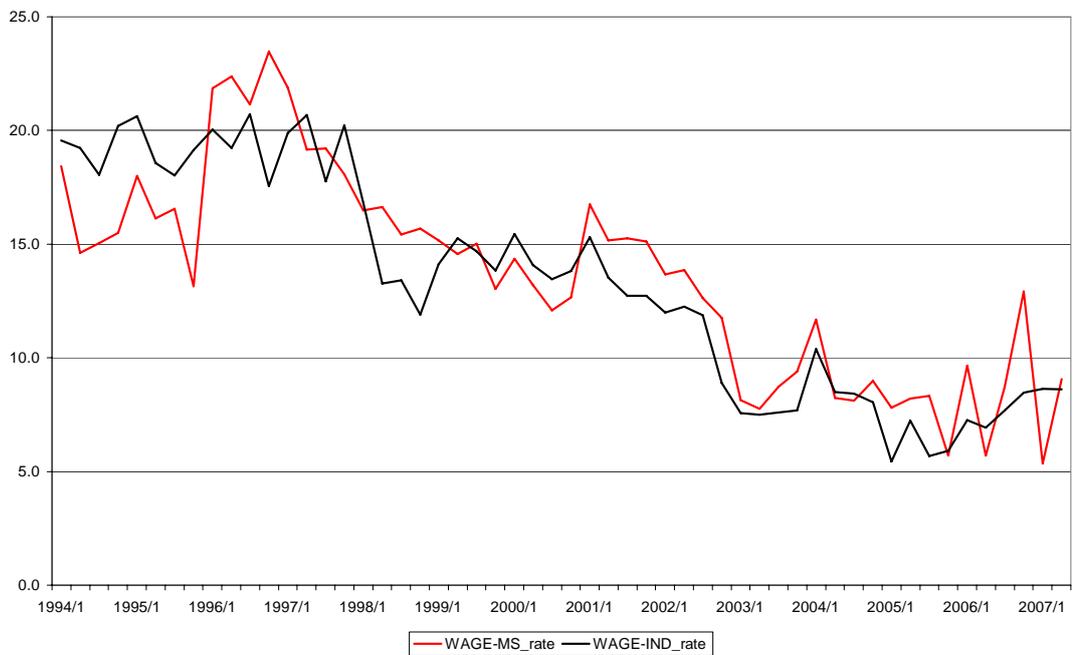
Source and notation: see Table A4.1.

Graph A4.5:
Inflation of industrial goods prices in Hungary and the euro area, year-on-year rate of change of the nominal exchange rate towards the currency basket, 1994-2007



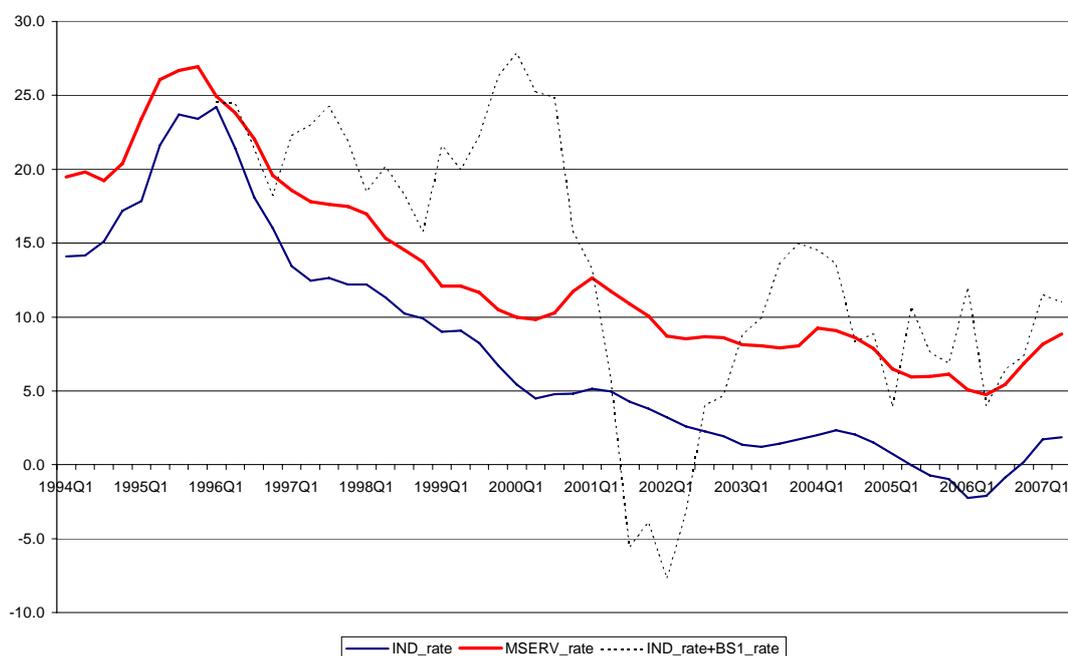
Source and notation: see Table A4.1.

Graph A4.6:
Year-on-year growth rates of wages in industry and market services, 1994-2007



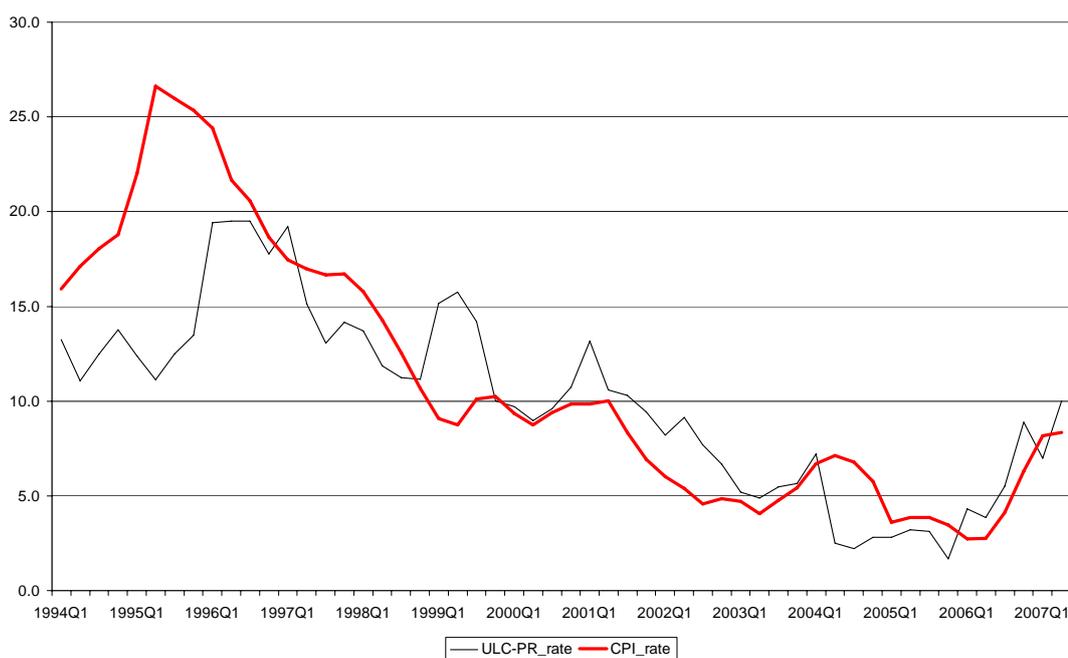
Source and notation: see Table A4.1.

Graph A4.7:
Inflation rates of market services and industrial goods prices, 1994-2007



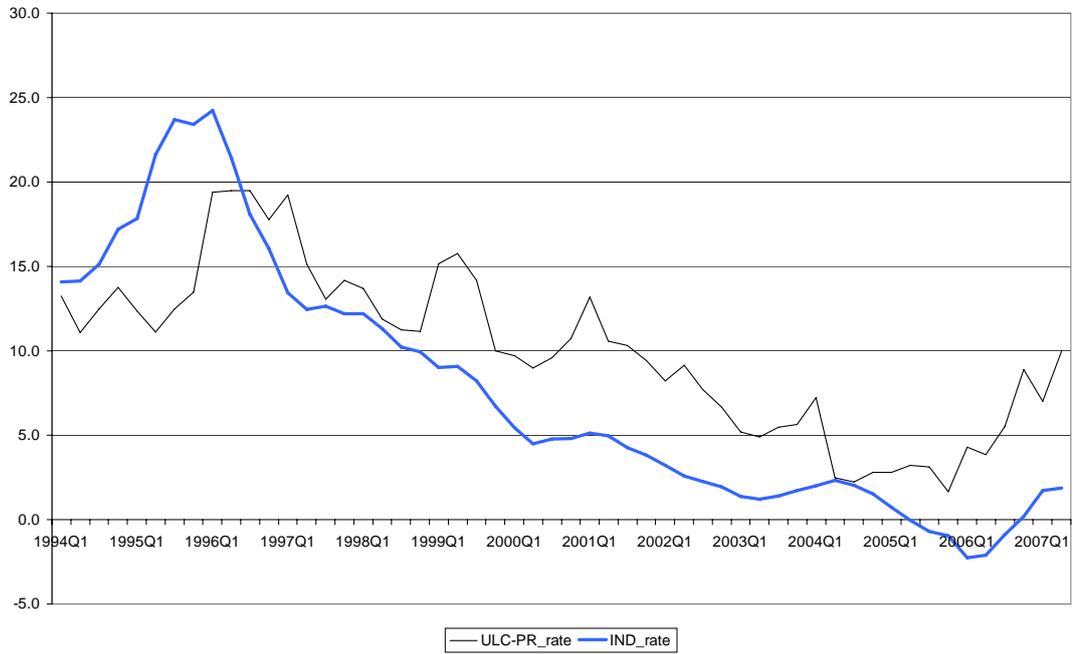
Source and notation: see Table A4.1. Note: IND_rate denotes the year-on-year inflation rate of industrial goods prices, IND_rate+BS1_rate denotes inflation in industrial goods prices plus the year-on-year growth rate of the productivity differential.

Graph A4.8:
Headline inflation and year-on-year growth rate of unit labour costs in the private sectors, 1994-2007



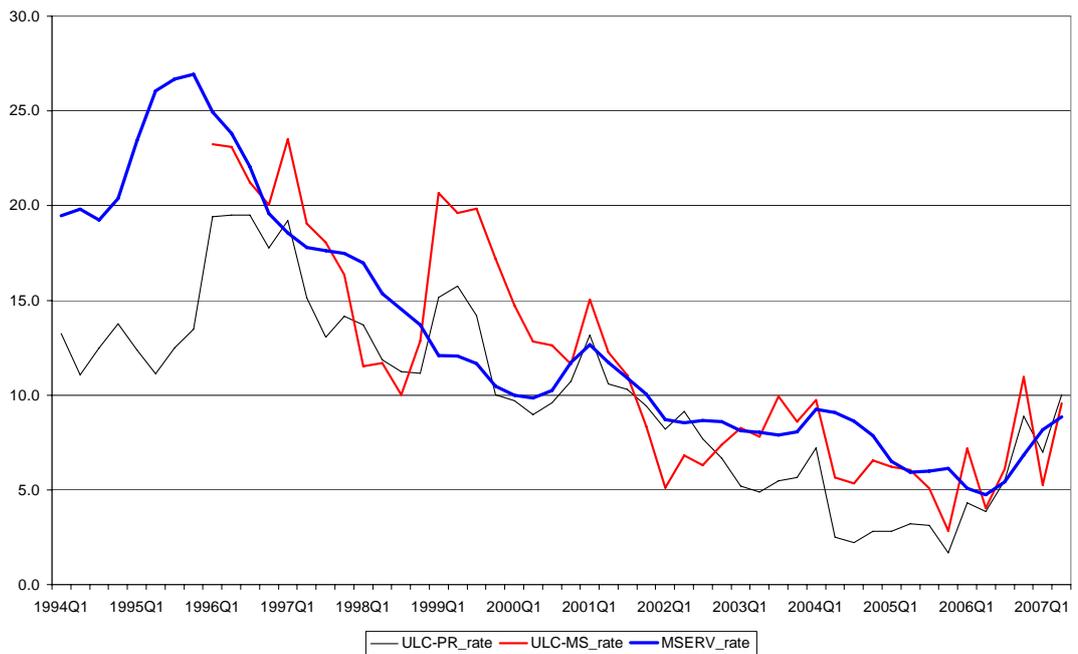
Source and notation: see Table A4.1.

Graph A4.9:
Industrial goods price inflation and growth of unit labour costs in the private sectors, 1994-2007



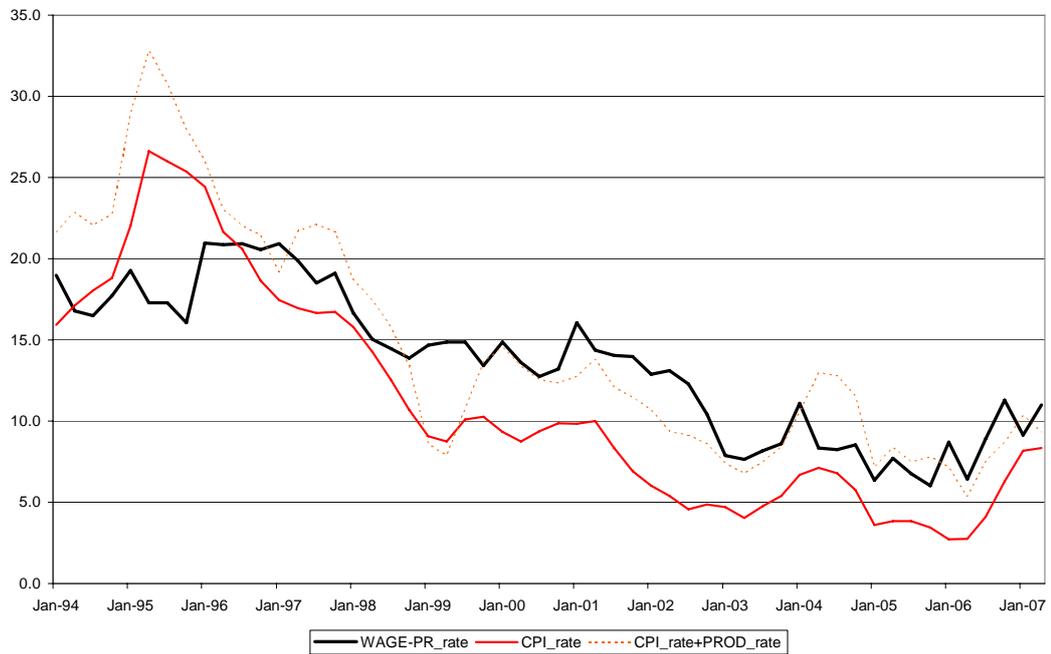
Source and notation: see Table A4.1.

Graph A4.10:
Market services inflation and growth of unit labour costs in the private sectors and in market services, 1994-2007



Source and notation: see Table A4.1.

Graph A4.11:
Wage growth in the private sectors, inflation and total economy productivity growth,
1994-2007



Source and notation: see Table A4.1.

Graph A4.12:
Wage growth in the private sectors, inflation (left scale) and four-quarter change in the un-
employment rate (in percentage points, right scale), 1994-2007



Source and notation: see Table A4.1.

Table A4.1
Notation of series in the empirical tests and their source

VARIABLE	DESCRIPTION	SOURCE
MNB_ref	MNB base rate	Eurostat (New Cronos)
ECB_ref	ECM main refinancing rate	Eurostat (New Cronos)
HUF	Exchange rate of Hungarian forint to euro or to the DEM (before 1999)	Eurostat (New Cronos) IMF
HUF deviation	Deviation of nominal exchange rate from central parity	Eurostat, MNB
HUF_rate	Year-on-year rate of change of HUF	Eurostat
CPI	Consumer price index	MNB
CPI deviation	Deviation of the inflation rate from the inflation target in percentage points	CPI: see CPI
CPI_rate	Headline inflation	MNB
CORE1	Core inflation	MNB (components industrial goods and market services)
CORE2	Core inflation	MNB (components industrial goods, food and market services)
GAP	Output gap (deviation in % of GDP from the HP-filtered GDP)	Own calculations based on Eurostat data.
MM_D1	1-day money market rate	MNB
MM_M1	1-month money market rate	MNB
MM_M3	3-month money market rate	MNB
MM_M6	6-month money market rate	MNB
MM_M12	12-month money market rate	MNB
TB_M3	3-month treasury bill	MNB
TB_M6	6-month treasury bill	MNB
TB_M12	12-month treasury bill	MNB
GB_3Y	3-year government bond yield	MNB
GB_5Y	5-year government bond yield	MNB
GB_10Y	10-year government bond yield	MNB
EA_GB_10Y	10-year government bond yield of euro area	Eurostat
LOANS_hh_cons	Loans to households for consumption purposes	MNB
LOANS_hh_hous	Loans to households for investment into residential property	MNB
LOANS_firms	Loans to non-financial firms	MNB
IND	Industrial goods' prices	MNB
IND_rate	Inflation rate of industrial goods prices	MNB
FOOD	Food prices	MNB
MSERV	Market services' prices	MNB
MSERV_rate	Inflation rate of market services' prices	MNB
ALC-TOB	Price index of alcohol and tobacco	MNB

VARIABLE	DESCRIPTION	SOURCE
REG	Regulated prices	MNB
ENERGY	Energy prices	MNB
EA_HICP_rate	Euro area headline inflation	Eurostat
EA_IND_rate	Euro area inflation rate of industrial goods	Eurostat
BS1	Productivity differential between industry and market services	Eurostat and own calculations (real value added divided by employment in the respective sectors).
BS1_rate	Year-on-year growth rate of BS1	Own calculations
BS2	Dual productivity differential: Czech productivity differential between industry and market services relative to the euro area's productivity differential.	Eurostat and own calculations (real value added divided by employment in the respective sectors).
BS2_rate	Year-on-year growth rate of BS2	Own calculations
WAGE-PR_rate	Year-on-year growth rate of wages in the private sectors	OECD Main Economic Indicators
PROD_rate	Year-on-year growth rate of productivity in total economy	Eurostat and own calculations (real GDP divided by total employment)
ULC-PR_rate	Year-on-year growth rate of unit labour costs in private sectors	CNB, Eurostat and own calculations (WAGE-PR divided by PROD)
ULC-MS_rate	Year-on-year growth rate of unit labour costs in market services	Eurostat and own calculations (Compensation of employees per employee divided by productivity in construction, trade and finance, based on national accounts data)
UNEMP_4rate	Year-on-year change in unemployment rate	Eurostat

Table A4.2:

Hungary: Unit root tests of series included in the interest rate analysis

- denotes significance at 5 %, ** denotes significance at 1%
- 'c' stands for 'constant'

2001:1-2008:12		DETERMINISTIC	LAGS	TEST STATISTIC
MNB base rate (MNB_ref)	Level	c	0	-1.95
	1 st difference	-	0	-8.51**
ECB reference rate (ECB_ref)	Level	c	4	2.11
	1 st difference	-	2	-1.75*
Inflation rate (CPI_rate)	Level	c	1	-2.06
	1 st difference	-	0	-6.56**
Deviation of inflation rate from target (CPI deviation)	Level	c	1	-2.04
	1 st difference	-	0	-7.37**
Deviation of nominal exchange rate from central parity (HUF deviation)	Level	c	1	-4.03**
	1 st difference	-	0	-7.03**
1999:1-2008:12				
Money market rate 1 day (MM_D1)	Level	c	0	-2.48
	1 st difference	-	0	-9.58**
Money market rate 1 month (MM_M1)	Level	c	1	-2.53
	1 st difference	-	0	-7.83**
Money market rate 3 months (MM_M3)	Level	c	1	-2.56
	1 st difference	-	0	-7.01**
Money market rate 6 months (MM_M6)	Level	c	1	-2.64
	1 st difference	-	0	-6.49**
Treasury bill rate 3 months (GB_3M)	Level	c	0	-2.47
	1 st difference	-	0	-9.38**
Treasury bill rate 6 months (GB_6M)	Level	c	0	-2.47
	1 st difference	-	0	-9.23**
Treasury bill rate 1 year (GB_1Y)	Level	c	0	-2.55
	1 st difference	-	0	-9.69**
Government bond rate 3 years (GB_Y3)	Level	c	0	-2.55
	1 st difference	-	0	-10.28**
Government bond rate 5 years (GB_Y5)	Level	c	0	-2.47
	1 st difference	-	0	-8.81**
Government bond rate 10 years (GB_Y10)	Level	c	0	-2.41
	1 st difference	-	0	-8.87**
Loans for consumption (LOANS_hh_cons)	Level	c	0	-2.24
	1 st difference	-	0	-11.87**
Loans to households for residential investment (LOANS_hh_hous)	Level	c	0	-3.36*
Loans to firms (LOANS_firms)	Level	c	0	-2.10
	1 st difference	-	0	-7.79**

Table A4.3:

Hungary: Unit root tests of series included in the inflation analysis

All series are tested in 4-quarter log differences (except for the unemployment series, which reflects the 4-quarter change of the official unemployment rate) and quarterly frequency.

** denotes significance at 1 %, * at 5 % and # at 10 %; 'c' denotes 'constant'

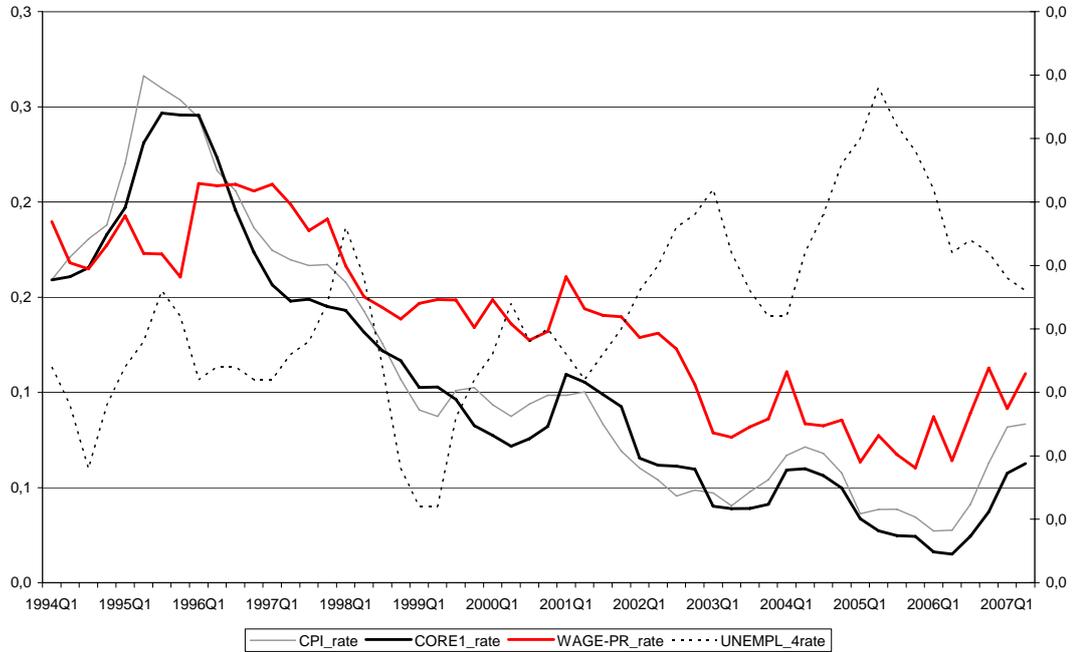
'A' indicates time period 1994/1-2007/2, 'B' time period 1998/1-2007/2

			DETER-MINISTIC	LAGS	TEST STA-TISTIC
CPI_rate	A	Level	c, trend	1	-2.56
		1 st difference	c	1	-3.78**
	B	Level	c, trend	1	-3.13
		1 st difference	c	1	-3.67**
HUF_rate	A	Level	c, trend	1	-3.00
		1 st difference	c	3	-5.44**
	B	Level	c, trend	2	-3.36#
		1 st difference	c	3	-4.37**
HUF_rate+ EA-HICP_rate	A	Level	c, trend	4	-2.07
		1 st difference	c	3	-5.43**
	B	Level	c, trend	4	-2.12
		1 st difference	c	4	-4.44**
BS2_rate	A	Level	c, trend	3	-4.55**
	B	Level	c, trend	3	-4.37**
IND_rate	A	Level	c, trend	4	-1.36
		1 st difference	c	4	-4.90**
	B	Level	c, trend	8	-2.34
		1 st difference	c	0	-3.06**
HUF_rate+ EA-IND_rate	A	Level	c, trend	4	-2.04
		1 st difference	c	3	-5.54**
	B	Level	c, trend	4	-2.03
		1 st difference	c	3	-4.45**
MSERV_rate	A	Level	c, trend	1	-2.76
		1 st difference	c	1	-3.59*
	B	Level	c, trend	1	-2.99
		1 st difference	c	1	-3.45*
IND_rate+ BS1_rate	1996/1- 2007/2	Level	c, trend	3	-3.74*
	B	Level	c, trend	3	-3.74*
CORE2_rate (IND, MSERV, FOOD)	A	Level	c, trend	1	-3.06
		1 st difference	c	0	-3.71**
	B	Level	c, trend	1	-2.37
		1 st difference	c	0	-4.02**
WAGE-PR_rate	A	Level	c, trend	0	-2.67
		1 st difference	c	0	-9.01**
	B	Level	c, trend	0	-2.58
		1 st difference	c	0	-7.81**

			DETER- MINISTIC	LAGS	TEST STATISTIC
UNEMPL_4rate	A	Level	c, trend	1	-2.88#
		1 st difference	c	3	-5.76**
	B	Level	c, trend	1	-2.44
		1 st difference	c	3	-4.98**
CPI_rate+ PROD_rate	A	Level	c, trend	1	-3.13#
		1 st difference	c	1	-4.87**
	B	Level	c, trend	1	-4.22**
ULC-PR_rate	A	Level	c, trend	0	-2.16
		1 st difference	c	0	-7.16**
	B	Level	c, trend	0	-1.37
		1 st difference	c	0	-6.22**
ULC-MS_rate	A	Level	c, trend	0	-3.14
		1 st difference	c	0	-9.28**
	B	Level	c, trend	0	-3.43#
		1 st difference	c	0	-8.95**

Graph A.4.13:

Core inflation, wage growth in the private sectors (left scale) and 4-quarter change in the unemployment rate (right scale)



Source and notation: see Table A4.1.

Table A4.4:

Cointegration test between wage growth in the private economy, core inflation and the 4-quarter change in the unemployment rate

	LAG LENGTH OF UNRESTR. VAR (SIC)	HYPOTH. CI RELATIONS	TRACE STATISTIC	ADJUSTED TRACE STATISTIC
WAGE-PR_rate CORE1_rate UNEMP_4rate 1994:1-2007:2	SC=2	0	31.14	27.68#
		1	15.21	13.52#
		2	1.74	1.54
WAGE-PR_rate CORE1_rate UNEMP_4rate 1998:1-2007:2	SC=1	0	36.53	33.64*
		1	15.57	14.34#
		2	1.91	1.76

Table A4.5:

Parameters of the cointegration relation between wage growth in the private economy, core inflation and the 4-quarter change in the unemployment rate

COINTEGRATION RELATION				
1994:1-2007:2	WAGE- PR_rate	CORE1_rate	UNEMP_4rate	c
Coefficient CI1 (<i>t</i> -statistic)	1		8.99 (5.57)	-0.11
Coefficient CI2 (<i>t</i> -statistic)	1	-0.67 (-9.25)		-0.05
ADJUSTMENT TO COINTEGRATION RELATION				
	Δ (WAGE- PR_rate)	Δ (CORE1_rate)	Δ (UNEMP 4rate)	
Coefficient CI1 (<i>t</i> -statistic)	-0.10 (-2.37)	-0.02 (-0.76)	-0.02 (-2.86)	
Coefficient CI2 (<i>t</i> -statistic)	-0.33 (-3.31)	0.05 (0.70)	0.02 (0.83)	

COINTEGRATION RELATION				
1998:1-2007:2	WAGE- PR_rate	CORE1_rate	UNEMP_4rate	C
Coefficient CI1 (<i>t</i> -statistic)	1		3.71 (4.85)	-0.11
Coefficient CI2 (<i>t</i> -statistic)	1	-0.97 (-11.1)		-0.05
ADJUSTMENT TO COINTEGRATION RELATION				
	Δ (WAGE- PR_rate)	Δ (CORE1_rate)	Δ (UNEMP 4rate)	
Coefficient CI1 (<i>t</i> -statistic)	-0.34 (-4.11)	-0.11 (-1.93)	-0.01 (-0.58)	
Coefficient CI2 (<i>t</i> -statistic)	-0.17 (-1.16)	0.28 (2.64)	0.05 (1.36)	

Zusammenfassung

Im Mai 2004 sind die Tschechische Republik und Ungarn der Europäischen Union und damit automatisch der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion beigetreten. Bezüglich der Einführung der gemeinsamen Währung gilt jedoch eine Ausnahmeregelung. Die Länder behalten zunächst ihre eigene Währung und bleiben für ihre Geld- und Wechselkurspolitik verantwortlich. Es gilt jedoch die Maßgabe, die nominale Konvergenz entsprechend dem Maastricht-Vertrag anzustreben – eine zentrale Voraussetzung für die Einführung des Euro. Die Maastricht-Kriterien schließen u.a. ein

- Preisniveaustabilität (die Inflationsrate darf im Beurteilungszeitraum, d.h. im Jahr vor der Erstellung des Konvergenzberichtes, die Rate der drei preisstabilsten Länder um maximal 1,5 Prozentpunkte übersteigen),
- Wechselkursstabilität (die Währung war für mindestens zwei Jahre vor Erstellung des Konvergenzberichtes Teil des Wechselkursmechanismus II, wobei die Wechselkursschwankungen in engen Bandbreiten gehalten wurden),
- Zinskonvergenz (die langfristigen Zinsen lagen im Beurteilungszeitraum maximal 2 Prozentpunkte über jenen der drei preisstabilsten Länder).

In der Literatur überwiegt die Ansicht, dass die neuen Mitgliedsländer diese Kriterien kaum erfüllen können. Allein schon der mit dem aufholenden Wachstum verbundene Prozess der Preisniveauekonvergenz mache das gleichzeitige Erfüllen des Inflations- und Wechselkurskriteriums unwahrscheinlich. Die Erfahrung zeigt aber, dass mit geeigneten Wirtschaftspolitiken die Kriterien durchaus erfüllt werden können. So haben sich für die Einführung des Euro schon in den 1990er Jahren Spanien und Portugal, und kürzlich auch Slowenien und die Slowakei qualifiziert.

Es stellt sich jedoch die Frage, wie dauerhaft die Konvergenz der Inflationsraten sein kann. Das Ziel der Konvergenzkriterien ist es schließlich, sicherzustellen, dass die EWU-Mitgliedsländer niedrige und ähnliche Inflationsraten aufweisen. Einerseits ist ein stabiles makroökonomisches Umfeld die Basis für dauerhaftes Wachstum. Andererseits sind ähnliche Inflationsraten unter den Mitgliedsländern der Währungsunion eine Voraussetzung für effiziente Geldpolitik. Da in der Währungsunion eine Divergenz in den Inflationsraten eine genau entgegengesetzte Divergenz in den Realzinsen impliziert, kann die gemeinsame Geldpolitik Unterschiede im Konjunkturzyklus und in den Preistendenzen

noch verstärken. Diese Gefahr soll durch die Konvergenz der Inflationsraten im Vorfeld der Euro-Einführung minimiert werden.

Der Preisniveaikonvergenzprozess in Ländern im aufholenden Wachstumsprozess verhindert zwar nicht eine kurzfristige Konvergenz der Inflationsraten auf niedrigem Niveau während der Evaluierungsphase. Mittel- bis langfristig impliziert der Wachstumsprozess jedoch einen Anstieg des realen Wechselkurses (Aufwertung), der bei Abwesenheit von Wechselkursbewegungen über Inflationsdifferenziale verläuft. In der Währungsunion werden somit die Inflationsraten der Länder im aufholenden Wachstumsprozess diejenigen in Ländern mit höherem Pro-Kopf-Einkommen übersteigen. Ein erneuter Anstieg der Inflationsrate in Ländern im Aufholprozess ist noch aus einem weiteren Grund zu erwarten. So dominiert bei der Zinssetzung der EZB die Entwicklung in den großen Volkswirtschaften des Euroraums. Dieses Zinsniveau unterschreitet das „gleichgewichtige Zinsniveau“ von Ländern im aufholenden Wachstumsprozess merklich. Einerseits wird dadurch die Finanzierung des aufholenden Wachstums erleichtert. Andererseits kann das niedrige (Real)Zinsniveau jedoch einen konjunkturellen Boom auslösen, der sich auch in einem Anstieg der Inflationsraten manifestiert. Ein solcher Prozess birgt das Risiko, dass sich die höheren Inflationsraten durch rückwärts gerichtete Inflationserwartungen verfestigen und die Wettbewerbsfähigkeit der Länder im Aufholprozess sinkt. Es können sich Ungleichgewichte aufbauen, deren Korrektur u.a. eine reale Abwertung nötig macht. Diese kann in der Währungsunion nur über einen geringeren Anstieg der Preise (niedrigere Inflationsraten) als im Rest der Union erreicht werden. Die Kosten der Anpassung hängen davon ab, wie schnell und effizient Preis- und Lohnänderungen stattfinden. Bei stark rückwärtsgewandten Inflationserwartungen werden Einbußen im Einkommen und Beschäftigung kaum vermieden werden können.

Die Erfahrung des Euroraums zeigt, dass sich diese Risiken materialisieren können. Die Wahrscheinlichkeit eines nicht nachhaltigen Booms ist desto höher, je stärker der Realzinsschub bzw. die monetäre Lockerung nach dem Beitritt zur Währungsunion ausfällt und je mehr sich das Inflationsdifferential durch rückwärts gerichtete Inflationserwartungen verfestigt. Löhne und Preise reagieren dann nur sehr schwerfällig auf eine sinkende Wettbewerbsfähigkeit.

Vor diesem Hintergrund untersucht die vorliegende Arbeit den nominalen Konvergenzprozess in zwei zukünftigen EWU-Mitgliedsländern, der Tschechischen Republik und Ungarn. Von speziellem Interesse sind der Inflationsprozess und die Geldpolitik im Vorlauf zum Beitritt zur Währungsunion. Die Untersuchung konzentriert sich vor allem auf

- die Geldpolitik: wie gut gelingt es, eine Inflationsrate auf dem angestrebten Niveau zu erreichen? Was behindert ggf. das Erreichen einer niedrigen Inflationsrate? Würde eine Übernahme des EZB-Zinsniveaus und die Einführung der gemeinsamen Währung eine spürbare Lockerung der monetären Bedingungen bedeuten?
- den Inflationsprozess: wie stark wird die Inflationsrate durch den PreisniveaUKonvergenzprozess bestimmt? Welche Rolle spielt die Inflationsrate im Euroraum (z.B. über die Preise handelbarer Güter)? Wie funktioniert der Lohn-Preismechanismus?

Die Tschechische Republik und Ungarn sind ehemalige Transformationsländer, deren relatives Einkommensniveau sich seit der Mitte der 1990er Jahre zwar erhöht hat; in Kaufkraftparitäten betrug es aber im Jahr 2007 in der Tschechischen Republik 74 % und in Ungarn 58 % des Euroraums. Beide Länder sind kleine, offene Volkswirtschaften. Deren Zentralbanken verfolgen die geldpolitische Strategie des Inflation Targeting. Die Länder nehmen nicht am Wechselkursmechanismus WKM-II teil; derzeit bestehen auch keine offiziellen Termine für den angestrebten Beitritt zum Euroraum. Die Länder unterscheiden sich im Stand der nominalen Konvergenz mit dem Euroraum. So lag die Inflationsrate in der Tschechischen Republik in den Jahren 2002 bis 2007 sehr nahe an jener im Euroraum. Mit dem weltweiten Anstieg der Öl- und Nahrungsmittelpreise im Jahr 2008 erhöhte sich die Rate in der Tschechischen Republik zwar erheblich mehr als im Euroraum, nach dem Abklingen der Effekte kehrte sie jedoch auf ein niedriges Niveau zurück. Dagegen konnte in Ungarn bislang keine dauerhafte Senkung der Inflationsraten auf das Niveau des Euroraums erreicht werden. Die Teuerungsrate lag in den vergangenen Jahren meist mehrere Prozentpunkte über der Rate im Euroraum. Ähnliches gilt für den Zentralbankzins. Während der Zins der Ungarischen Zentralbank (MNB) das Niveau des EZB-Zinses deutlich überschritt, setzte die Tschechische Zentralbank (CNB) den Zins häufig sogar leicht unter das EZB-Niveau. Die Ursachen dieser Unterschiede werden im Verlauf der Untersuchung herausgearbeitet.

Die Arbeit gliedert sich in einen theoretischen Teil (Kapitel 2-4), in dem auf Zins- und Inflationstheorien, ebenso wie Zentralbankstrategien und Besonderheiten der Geldpolitik und des Inflationsprozesses in ehemaligen Transformationsländern eingegangen wird. Der zweite Teil (Kapitel 5-6) umfasst die empirischen Länderstudien, in denen die Geldpolitik (Zentralbank-Reaktionsfunktionen) und der Inflationsprozess analytisch und ökonomisch untersucht werden.

Das Interesse an Theorien der Zinsdeterminanten ergibt sich aus der Tatsache, dass Zinsen derzeit das zentrale Politikinstrument der Zentralbanken darstellen. Über die Anpassung des Zinssatzes verfolgen Zentralbanken makroökonomische Ziele wie die Stabilisierung

der wirtschaftlichen Aktivität oder eine niedrige und stabile Inflationsrate. In der Zentralbankstrategie des Inflation Targeting verpflichten sich die Zentralbanken sogar explizit auf ein numerisch definiertes Inflationsziel. Die Verbindung zwischen dem Zentralbankzins und der Inflationsrate ist jedoch indirekt; eine Zentralbank handelt direkt nur mit den Geschäftsbanken. Der Zentralbankzinssatz wirkt auf die reale Wirtschaft über einen mehrstufigen Transmissionsprozess. Zu den wichtigsten Transmissionsmechanismen gehören der Zinskanal (eine Veränderung des Zinses impliziert eine Veränderung der Finanzierungsbedingungen für Unternehmen und Haushalte und somit auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität) und der Wechselkurskanal (eine Anpassung des Zinsniveaus hat Folgen für den Wechselkurs und daher für die Inflationsrate). Die konkrete Beziehung zwischen dem Zentralbankzins und der Inflationsdynamik ist jedoch mit großer Unsicherheit behaftet und hängt u.a. von der Struktur und Funktionsweise des Finanzsektors und dem Offenheitsgrad der Ökonomie ab. Von Bedeutung für die Zinssetzung in kleinen, offenen Ökonomien mit liberalisierten Kapitalströmen ist zudem, dass die Zentralbanken nicht gleichzeitig das Zinsniveau und den Wechselkurs bestimmen können. Bei einem stabilen Wechselkurs werden sich die Zinsen vom internationalen Zins lediglich über die Höhe der Risikoprämien unterscheiden können. Eine Veränderung des inländischen Zinsniveaus bei unverändertem ausländischem Zins wird auf den Wechselkurs und auf die inländische Preisdynamik wirken.

In der Untersuchung wird detailliert auf die Strategie des Inflation Targeting und deren Anwendbarkeit in Ländern im aufholenden Wachstumsprozess eingegangen. Die explizite Verpflichtung auf ein Inflationsziel wird dort durch eine stärkere Volatilität sowohl der Wirtschaftsaktivität als auch der Inflation erschwert. Dies behindert sowohl die Prognostizierbarkeit der Inflationsrate, als auch die Vorhersage der Wirkung einer Zinsänderung auf die Preis- und Wirtschaftsdynamik.

Des Weiteren wird auf die Modellierung von Zinsreaktionsfunktionen eingegangen. Eine weit verbreitete Zinsreaktionsfunktion ist die Taylor-Regel, entsprechend der Zentralbanken, die eine bestimmte Inflationsrate erzielen möchten, systematisch auf Veränderungen in der Outputlücke und auf Abweichungen der beobachteten Inflationsrate vom Inflationsziel reagieren (sollen). Übersteigt die beobachtete Inflationsrate das Inflationsziel, müssen die monetären Bedingungen über das Zinsniveau verschärft werden. Entsprechend dem Taylor-Prinzip muss auf eine (positive) Abweichung der beobachteten Inflationsrate vom Inflationsziel eine Anhebung des Realzinses folgen. Dann wird die Inflationsrate in den folgenden Perioden auf das angestrebte Niveau zurückkehren. In kleinen, offenen Volkswirtschaften können die Zentralbanken auch systematisch auf Wechselkursbewegungen reagieren.

Im dritten Kapitel werden die Inflationstheorien rekapituliert, insbesondere die Kaufkraftparität, das Balassa-Samuelson-Modell, die Aufschlagskalkulation und die Phillips-Kurve. Während die Kaufkraftparitätentheorie vor allem auf handelbare Güterpreise und deren Konvergenz in integrierten Märkten zielt, ist das Balassa-Samuelson-Modell eine Theorie der Preisbestimmung bei nicht-handelbaren Gütern. Es besagt, dass die Preise nicht-handelbarer Güter (vor allem Dienstleistungen) immer dann stärker ansteigen werden als die Preise handelbarer Güter, wenn der gesamtwirtschaftliche Lohnanstieg den Produktivitätszuwachs im Sektor handelbarer Güter widerspiegelt und dieser den Produktivitätsanstieg im Sektor nicht-handelbarer Güter deutlich übersteigt. Da ein realer Konvergenzprozess vor allem auf einem dynamischen Produktivitätswachstum im Bereich der handelbaren Güter beruht, impliziert er eine strukturelle reale Aufwertung in den aufholenden Ländern. Solange der Wechselkurs stabil bleibt, verläuft diese reale Aufwertung über Inflationsdifferenziale.

Nicht zuletzt wird auf die Phillips-Kurve und die Bedeutung von Inflationserwartungen und der gesamtwirtschaftlichen Aktivität für die Preisdynamik eingegangen. Es wird ausgeführt, dass längere Phasen moderater Inflationsraten (von 10-30 % p.a.) nur möglich sind, wenn rückwärtsgerichtete Inflationserwartungen und eine (Quasi-)Indexierung besteht. Eine dauerhafte Senkung der Inflationsraten von einem moderaten auf ein niedriges Niveau ist nur mit einer Verringerung der erwarteten Inflationsrate möglich. Eine Disinflation kann über verschiedene Strategien erreicht werden. Aufgrund der rückwärtsgewandten Inflationserwartungen bei mindestens einem Teil der Wirtschaftssubjekte ist sie jedoch im Allgemeinen mit Kosten für Einkommen und Beschäftigung verbunden.

Das vierte Kapitel widmet sich speziellen Aspekten der Geldpolitik und des Inflationsprozesses in ehemaligen Transformationsländern. So löste die Systemtransformation einen Inflationsschub aus, der sich u.a. aus der Liberalisierung der Preise bei monetärem Überhang und einer Finanzierung der Staatshaushalte über Zentralbankkredite speiste. Obwohl diese Faktoren nur vorübergehend wirkten, verharrten die Inflationsraten über mehrere Jahre auf moderatem Niveau. Die Zentralbanken wandten somit explizite Disinflationsstrategien an; diese konnten einen crawling peg, eine stetige Absenkung des Inflationsziels oder eine Phase hoher Realzinsen umfassen. Selbst nach geglückter Disinflation bleiben jedoch zwei längerfristig wirkende Inflationsquellen bestehen. Erstens ist der Prozess des aufholenden Wachstums mit dem Prozess der Preisniveauekonvergenz verbunden. Dieser Prozess kann Inflationsdifferenziale gegenüber den entwickelteren Volkswirtschaften implizieren. Die zweite Quelle sind stetige Anhebungen administrierter Preise (Mieten; kommunale Dienste, öffentlicher Nah- und Fernverkehr). Zwar wer-

den diese z.T. auch in den stärker entwickelten Volkswirtschaften reguliert und regelmäßig angepasst, in den ehemaligen Transformationsländern fallen die Anhebungen jedoch besonders hoch aus. Dies erklärt sich u.a. aus dem sehr niedrigen Ausgangsniveau, aber auch dem hohen Investitions- und Modernisierungsbedarf bei diesen Dienstleistungen. Die mit diesen Inflationsimpulsen verbundenen Risiken ergeben sich – wie schon weiter oben genannt – aus der Möglichkeit, dass sich die Inflationserwartungen verfestigen und auch dann noch Bestand haben, wenn der aufholende Wachstumsprozess kein Inflationsdifferential in dieser Höhe mehr rechtfertigt.

Auch die Struktur der Finanzsektoren ist durch den Transformationsprozess geprägt. So sind die Finanzsysteme durch Banken dominiert. Zudem wurden diese Banken in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre zu einem Großteil an ausländische Banken privatisiert, die nun die beherrschenden Marktteilnehmer sind. Die Folgen davon sind u.a., dass sich diese Banken bei ihren Mutterbanken refinanzieren und Kredite verstärkt in ausländischer Währung vergeben können. Die Refinanzierungsbedingungen bei der einheimischen Zentralbank spielen nur eine geringe Rolle bei der Entscheidung über die Kreditvergabe; der Zinskanal kann daher recht schwach sein.

Die Länder haben sich auch vergleichsweise zügig für eine Liberalisierung der Kapitalströme entschieden. Kapitalverkehrskontrollen mussten zudem spätestens mit dem Beitritt zur EU aufgehoben werden. Das zufließende Kapital hat den Wachstumsprozess befördert, gleichzeitig hat es jedoch die Risiken aus stark schwankenden Kapitalbewegungen und einem Anstieg der Verschuldung in ausländischer Währung erhöht. Die Offenheit für Kapitalbewegungen hat auch den Spielraum für die Geldpolitik eingeschränkt. So wurde in den 1990er Jahren der Wechselkurs häufig fixiert, u.a. auch daher, da der Wechselkurskanal als der wichtigste Transmissionskanal galt. Die Strategie eines festen Wechselkurses musste jedoch mit zunehmender Liberalisierung der Kapitalströme aufgegeben werden. Der Wechselkurs behielt jedoch auch im Regime des Inflation Targeting eine besondere Stellung für die Geldpolitik.

In Länderstudien wurde zunächst die Tschechische Republik untersucht. Hier wurde die Strategie des Inflation Targeting im Jahr 1998 eingeführt. Es wurde angestrebt, mithilfe eines abnehmenden Inflationsziels die Teuerungsrate binnen mehrerer Jahre von einem Niveau um 10 % auf ein Niveau von 3 % zu senken. Die Disinflationsphase verlief jedoch zügiger als vorhergesehen, u.a. da die monetäre Restriktion in der Anfangsphase sehr stark ausfiel. Auch in den folgenden Jahren wurde das Inflationsziel häufig verfehlt, in den meisten Fällen nach unten. Nur im Jahr 2008, als die Nahrungsmittel- und Rohstoffpreise weltweit akzelerierten, überschritt die Inflationsrate das Inflationsziel von

drei Prozent deutlich. Die Konvergenz der Inflationsraten mit dem Euroraum geht somit auf ein systematisches Verfehlen des Inflationsziels zurück.

Das niedrige Zinsniveau ebenso wie die niedrige Inflationsrate stehen im engen Zusammenhang mit der Entwicklung des Wechselkurses. So ist der Wechselkurs der tschechischen Krone zum Euro seit mehreren Jahren durch eine Trendaufwertung gekennzeichnet. Diese ergibt sich einerseits aus einem recht starken Zufluss an Investitionen, andererseits jedoch aus der Erwartung einer weiteren Aufwertung. Diese ermöglicht es, dass die Erträge in tschechischen Kronen jene in Euro trotz ähnlichem Zinsniveau überschreiten. Die Zentralbank hat bis 2003 versucht, der nominalen Aufwertung durch Interventionen am Devisenmarkt entgegenzusteuern. Aufgrund hoher Sterilisierungskosten wird seither jedoch verstärkt auf das Zinsinstrument gesetzt. Dies erklärt, warum das nominale Zinsniveau über längere Perioden unter dem Niveau der EZB lag. Die ökonometrischen Tests bestätigen, dass der Zentralbankzins eng mit dem EZB-Zins und dem Wechselkurs zusammenhängt; die Verbindung zu Abweichungen der beobachteten Inflationsrate vom Inflationsziel ist hingegen schwach. Die geschätzte Zinsregel weicht stark vom Taylor-Zins ab, meistens nach unten. Die monetären Bedingungen in der Tschechischen Republik sind jedoch strikter, als es der Vergleich mit dem EZB-Zins oder dem Taylor-Zins vermuten lässt, da der nominale Wechselkurs im Trend gesunken ist (Aufwertung). Dies legt einerseits den Schluss nahe, dass die CNB nur über einen begrenzten Spielraum für unabhängige Zinssetzung verfügt. Andererseits wird mit der Einführung des Euro eine deutliche Lockerung der monetären Bedingungen verbunden sein, obwohl das nominale Zinsniveau derzeit nicht stark vom Zinsniveau im Euroraum abweicht.

Die Inflationsraten sind deutlich volatiler als im Euroraum. Seit Beginn der 2000er Jahre schwankten sie zwischen 0 und 8 %. Zudem ist der Inflationsprozess durch eine starke Veränderung relativer Preise gekennzeichnet. Diese findet sich zwar auch zwischen den Preisen handelbarer (Waren) und nicht-handelbarer Güter (Dienstleistungen), in besonders hohem Maße trifft es jedoch auf die regulierten Preise zu. Diese haben über den gesamten untersuchten Zeitraum den höchsten Beitrag zum aggregierten Preisanstieg geleistet. Der vergleichsweise hohen Inflationsdynamik bei den regulierten Preisen und Marktdienstleistungen stehen im Durchschnitt leicht steigende Nahrungsmittelpreise und im Trend sinkende Preise von Industriegütern gegenüber. Insbesondere Letztere trugen maßgeblich zur niedrigen aggregierten Teuerungsrate bei. Eine Stabilisierung des Wechselkurses könnte somit einen Anstieg der Inflationsrate zur Folge haben.

Die ökonometrischen Tests deuten darauf hin, dass die Inflationsrate der Industriegüter vom Wechselkurs und den Preisen im Euroraum abhängt. Allerdings ist die Transmissi-

on nur partiell; die nominale Aufwertung geht auch mit einer Aufwertung des mit Industriegüterpreisen deflationierten realen Wechselkurses einher. Des Weiteren bestätigten die Tests die Existenz des Balassa-Samuelson-Effekts. Dieser Effekt trägt 0,8 Prozentpunkte zur Inflationsrate bei, hängt jedoch stark vom (bislang relativ geringen) Gewicht der Marktdienstleistungen im Konsumentenpreisindex ab. Eine ökonometrisch signifikante Verbindung zwischen Lohnkosten und der Inflationsrate konnte nur für die Preise von Marktdienstleistungen bestätigt werden; diese Feststellung ist jedoch äquivalent mit der Existenz des Balassa-Samuelson-Effektes. Die aggregierte Preisdynamik scheint somit nicht direkt von den Lohnkosten abzuhängen. Die Löhne reagieren hingegen auf die Inflationsrate, wenngleich nur im Verbund mit der Entwicklung der Produktivität. Zudem besteht eine starke, gegenseitige Abhängigkeit mit der Arbeitslosenquote. Der Lohn-Preismechanismus scheint somit eine vergleichsweise zügige Anpassung nach Inflationsschocks zu ermöglichen; allerdings kann dieser Anpassungsprozess einen Anstieg der Arbeitslosigkeit einschließen. Auf einen Inflationsschock folgt, wie auch 2008 beobachtet, ein Anstieg der Löhne, der sich jedoch nur über die Preise von Marktdienstleistungen in der aggregierten Inflationsrate niederschlägt. Stattdessen wirkt sich ein Anstieg der Löhne auf den Arbeitsmarkt aus.

Insgesamt deutet die Untersuchung der tschechischen Zins- und Inflationsdynamik darauf hin, dass die Tschechische Republik bei einer Fortführung der beschriebenen Trends das Maastricht-Kriterium über die Inflationsrate erfüllen kann. Eine niedrige Inflationsrate wird jedoch nur bei einer moderaten Anpassung regulierter Preise und möglicherweise nur mit einer weiteren Aufwertung des nominalen Wechselkurses erreicht werden können. Die Einführung der Gemeinschaftswährung wird mit einer Lockerung der monetären Bedingungen verbunden sein. Diese Lockerung wird sich wahrscheinlich nicht durch eine Senkung des Zinsniveaus, sondern durch das Zusammenspiel des niedrigen Zinsniveaus mit einem stabilen Wechselkurs einstellen.

In Ungarn wurde die geldpolitische Strategie des Inflation Targeting 2001 eingeführt. Ähnlich wie in der Tschechischen Republik sollte mit dieser Strategie zunächst das Inflationsniveau von Raten um 10 % auf 3 % gesenkt werden. Der Disinflationprozess sollte jedoch langsam verlaufen und vergleichsweise geringe Kosten für Einkommen und Beschäftigung implizieren. Die vorsichtige Disinflationstrategie wurde mit verfestigten Inflationserwartungen begründet. Aufgrund der seit mehreren Jahrzehnten bestehenden moderaten Inflation würden die Kosten einer radikalen Disinflationspolitik sehr hoch ausfallen. Ein weiterer Grund dürfte jedoch in der hohen Verschuldung der privaten und öffentlichen Haushalte in Fremdwährung gelegen haben. Eine starke konjunkturelle Abschwächung würde die Bedienung der Schulden erschweren. Die hohe Ver-

schuldung im Ausland führte auch dazu, dass das Inflationsziel durch ein Wechselkursziel ergänzt wurde. Ein fester Wechselkurs mit einem breiten Schwankungsband kann einerseits eine zu starke Abwertung des Wechselkurses, und somit eine kräftige Erhöhung der Schuldenlast in einheimischer Währung verhindern. Andererseits ermöglicht das breite Wechselkursband eine nominale Aufwertung, die der Disinflation förderlich sein kann. In den ersten zwei Jahren des Inflation Targeting ging diese Strategie insofern auf, als die Teuerungsrate im Gefolge einer Aufwertung des nominalen Wechselkurses sank. Eine weitere Senkung der Inflationsrate über diesen Mechanismus hätte aber schon im Jahr 2003 eine Verschiebung oder Aufhebung des Wechselkursziels verlangt. Dies wurde u.a. aufgrund einer Ausweitung des Haushaltsdefizits auf nahezu 10 % des BIP als fundamental nicht gerechtfertigt angesehen; eine weitere Aufwertung des Forint wurde verhindert. Die geldpolitische Strategie verlor durch diese Vorgehensweise an Glaubwürdigkeit. Zudem wiederholte sich dieses Muster in den folgenden Jahren; die Zentralbank sah sich aufgrund von Schocks aus dem Staatshaushalt und/oder den internationalen Finanzmärkten mehrfach dazu gezwungen, ihre Politik primär auf eine Stabilisierung des Wechselkurses auszurichten. Insgesamt wurde dadurch der Disinflationsprozess erschwert, da die Glaubwürdigkeit der Strategie beschädigt war und eine Senkung der Teuerungsraten über eine Trendaufwertung des Wechselkurses oder eine starke monetäre Restriktion ausgeschlossen war. Zwar sank die Inflationsrate in den Jahren 2005 und 2006 vorübergehend auf Werte um 3 %, allerdings war dies die Folge einer schwachen weltweiten Inflationsdynamik und einer Senkung der Mehrwertsteuersätze. Seit Ende 2006 erhöhte sich die Inflationsrate zunächst im Zusammenhang mit fiskalpolitischen Konsolidierungsmaßnahmen und später mit dem weltweiten Schub bei Nahrungs- und Energiepreisen kräftig; das seit Anfang 2007 geltende permanente Inflationsziel von 3 % wurde über mindestens zwei Jahre in Folge verletzt. Der Lohnanstieg verringerte sich dabei seit 2003 nur wenig. Insgesamt konnte mit dem Regime des Inflation Targeting die Inflationsrate bislang nicht dauerhaft gesenkt werden, was neben der zögerlichen Disinflationsstrategie auch dem erheblichen Schockpotential der Fiskalpolitik zugeschrieben werden muss.

Die ökonometrische Untersuchung der Zinsreaktionsfunktion der MNB zeigt, dass die Zentralbank durchaus auf Abweichungen der Inflationsrate vom Inflationsziel reagiert hat; entsprechend den Schätzungen erfüllt die Reaktion sogar das Taylor-Prinzip. Eine Senkung der Inflationsraten auf das Niveau des Inflationsziels ermöglichte dies jedoch nicht, da die Zinssetzung durch Wechselkursbewegungen, internationale Zinssätze und Kapitalströme dominiert wurde. Die Reaktion war zudem nur z.T. systematisch. Z.T. mussten Zinsen schlagartig und massiv verändert werden, um die Kapitalströme und den Wechselkurs zu stabilisieren. Ein Vergleich mit dem Taylor-Zins zeigt, dass der Zent-

ralbankzins in einigen Phasen durchaus der Entwicklung des Taylor-Zinses entspricht; dies geht jedoch auf die ad hoc Maßnahmen zur Stabilisierung des Wechselkurses und nicht auf eine systematische Reaktion auf Abweichungen der Inflationsrate vom Zielwert zurück.

Die Inflationsdynamik in Ungarn ist ebenso wie in der Tschechischen Republik durch eine kräftige Verschiebung relativer Preise gekennzeichnet. Dabei trugen Anpassungen der regulierten Preise auch hier spürbar zur generellen Teuerung bei. Nahezu ebenso wichtig war jedoch der Beitrag der Marktdienstleistungspreise und der Nahrungsmittelpreise. Seit der Einführung des Inflation Targeting haben lediglich Industriegüterpreise Inflationsraten unterhalb der aggregierten Teuerungsrate aufgewiesen. Die Inflationsrate bei Industriegütern blieb trotz einiger Phasen eines sinkenden Wechselkurses (Aufwertung) im Allgemeinen positiv.

Die ökonometrischen Tests bestätigen einen langfristigen Zusammenhang zwischen der Inflationsrate der Industriegüter und Bewegungen des Wechselkurses. Die Stärke der Reaktion hat sich nach der Einführung des Inflation Targeting zwar verringert, die Beziehung erscheint jedoch weiterhin robust. Bezüglich der Inflation im Bereich der Marktdienstleistungen unterstützen die Tests zwar die Hypothese einer Verbindung zur Inflationsrate bei Industriegüterpreisen. Im Gegensatz zum Balassa-Samuelson-Modell gilt dieser Zusammenhang jedoch unabhängig vom Produktivitätsdifferential. Zudem deuten die Tests auf eine verfestigte Trendrate bei Marktdienstleistungen von über fünf Prozent. Im Gegensatz zu den tschechischen Daten kann für Ungarn eine robuste Beziehung zwischen der Inflationsrate und den Lohnstückkosten identifiziert werden. Lohndruck spiegelt sich somit in einem generellen Anstieg der Inflationsrate wider. Gleichzeitig konnte für die Phase des Inflation Targeting keine systematische Reaktion der Löhne auf die Inflationsrate gefunden werden. Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass die Inflationserwartungen an das Inflationsziel gebunden sind und daher nicht von der zeitgleichen Inflationsrate beeinflusst werden. Unter den spezifischen ungarischen Bedingungen bestätigt dies jedoch eher die Vermutung, dass die oben genannten Einbußen in der Glaubwürdigkeit des Inflation Targeting eine Stabilisierung der Inflationserwartungen im hohen einstelligen Bereich zur Folge hatten. Die Lohnsetzung reagiert zudem systematisch auf die Lage am Arbeitsmarkt. Die Schlussfolgerung liegt daher nahe, dass eine Disinflationstrategie, die Kosten in Form von Beschäftigung minimieren soll, in der Tat langwierig sein wird. Andererseits scheint die Verfestigung des Lohnanstiegs nicht auf Rigiditäten am Arbeitsmarkt zurückzuführen sein, sondern auf unverändert starre Inflationserwartungen.

Das Erreichen niedriger Inflationsraten im Vorlauf zur Einführung des Euro könnte in Ungarn somit schwierig werden. Zwar verringert die derzeit vorliegende Rezession den Preisdruck. Die ohnehin vergleichsweise hohen Inflationserwartungen werden jedoch durch Anpassungen von Steuern und administrierten Preisen weiter genährt. Selbst bei einer vorübergehenden Senkung der Inflationsraten könnte somit der Lohndruck in unveränderter Stärke bestehen bleiben. Bei stark verfestigten rückwärts gerichteten Inflationserwartungen wird auch innerhalb der Währungsunion jede Anpassung an Schocks mit hohen Kosten in Form von Einkommens- und Beschäftigungseinbußen verbunden sein.