

# Valutakursens gang gjennom lønnsdannelsen

Ragnar Nymoen

Universitet i Oslo, Økonomisk institutt\*

28. juni 2024

## Sammendrag

Data fra flere land viser at nominelle valutakurser er volatile, er uten markerte trender og er lavt korrelert med andre makroøkonomiske variabler. Norske data fra perioden med flytende kurs tyder på at disse egenskapene også gjelder den norske handelsveide valutakursen. På samme måte som i utlandet er det heller ikke støtte for en robust sammenheng mellom depresieringsraten og realvalutakursen (en PPP-mekanisme), eller mellom depresieringsraten og (nivået på) rentedifferansen overfor utlandet. Dette er fakta som viser at en autonom tilfeldig gang prosess for valutakursen er et relevant utgangspunkt for modellering av lønnsvekst, prisinflasjon og valutakurs. I dette notatet belyser jeg implikasjonene av å kombinere tilfeldig gang med en hypotese om at valutakursen avhenger av inflasjonen. Dersom sammenhengen er strukturell blir en implikasjon at valutakursen inneholder en positiv trend, noe som ikke gjenfinnes i data. Implikasjonene av en forbigående (ad hoc) sammenheng mellom inflasjon og depresiering, framkommer ved å studere innenlandske lønns- og prisresponser på økt inflasjon i utlandet. Hovedresultatet er at endogen depresiering bidrar til mer persistente responser. Et utenlandsk prissjokk kan gi sterk depresiering på kort sikt, dersom rentedifferansen mot utlandet øker samtidig med at sjokket inntreffer. Svekkelsen er imidlertid ikke varig, og et høyere rentenivå kan gi høyere ledighet, alt annet likt.

## 1 Innledning

I en åpen økonomi som den norske kan nominelle sjokk når som helst oppstå i utlandet, eller i valutamarkedet. Dersom det skjer et taktskifte i inflasjonen hos våre handelspartnere vil det komme en respons i innenlandske import- og konsumpriser. Dette er kjent som importert inflasjon.

Det er ikke kontroversielt å si at importert inflasjon var en vesentlig faktor bak den økende inflasjonen som gjorde seg gjeldende på tampen av koronapandemien og som ble forsterket av hendelser knyttet til krigen i Ukraina.

I Norge førte den nye inflasjonen til diskusjon om lønnsdannelsens rolle i inflasjonsprosessen. Et arbeid utført i Norges Bank konkluderte med at frontfagsmodellen forsterker virkningen av økt utenlandsk inflasjon på pris- og lønnsvekst i Norge, se Røisland (2023ab) og flere debattinnlegg, bl.a Bjørnstad (2023), Storesletten (2023), Natvik (2023), Mork

---

\*Takk til Borgar Løvold Ihle, Amund Hanson Kordt og Vegard Lindquist Nymoen for kommentarer til tidligere versjoner av notatet.

(2024). Konklusjonen var basert på en forutsetning om at økt innenlandsk prisnivå vil svekke valutakursen.<sup>1</sup>

I dette notatet gjennomgår jeg først noen fakta fra den internasjonale forskningslitteraturen om tidsserieegenskapene til valutakurser («stylized facts»). Det er konsensus om at tidsserieegenskapene er regimeavhengige. Jeg ser hovedsakelig på tidsserieegenskaper som er typiske for valutapolitiske regimer med flytende valutakurs.

Et faktum, som dreier seg om nominell valutakurs, er at det ikke er en robust korrelasjon mellom endring i nominell valutakurs (depresiering eller appresiering) og andre makroøkonomiske variable, inkludert inflasjon. Et annet faktum er at realvalutakursen er høyt korrelert med den nominelle valutakursen på kort og mellomlang sikt. Dermed gir ikke de brede fakta om egenskapene til valutakursen støtte til en forutsetning om at høyere inflasjon svekker valutakursen.

Det er selvsagt mulig at den internasjonale verdien til den norske krona ikke har de samme tidsrekkeegenskapene som andre valutakurser, og at de nevnte «stylized facts» dermed ikke gjelder for Norge. Denne muligheten kan undersøkes ved å studere tidsrekkeegenskapene til den effektive norske valutakursen. Resultatene i avsnitt 2 nedfor tyder imidlertid ikke på at det gjør seg gjeldende noen spesielle «norske tilstander» i sammenhengen mellom inflasjon og valutakurs.

I avsnitt 3 setter jeg opp en standard dynamisk modell med leder- og følgeroller i lønnsdannelsen. Når modellen løses under forutsetning av autonom tilfeldig gang for valutakursen, får både den og inflasjonen egenskaper som stemmer godt overens med «stylized facts». Hvis valutakursen derimot er en funksjon av inflasjonsraten, har løsningen for valutakursen tidsrekkeegenskaper som ikke stemmer med de brede fakta. I det tilfellet svekkes valutakursen trendmessig, fordi inflasjonen vanligvis er positiv. Relevansen av dette for norske forhold er at siden vi ikke har sett noen klar trend i kronekursen på 2000-tallet, kan virke noe tendensiøst å forutsette en strukturell påvirkning fra inflasjonen og over til valutakursens gang.

En mulighet som gjenstår, er at det relativt nylig har skjedd en endring i makroøkonomien, og at det har oppstått en sammenheng mellom valutamarkedet og pris- og lønnsdannelsen som ikke har vært der før. Altså et strukturelt brudd.

Den teoretiske lønnsleder- følgermodellen i avsnitt 3 kan også brukes til å studere effektene av en slik strukturell endring. Vi kan nemlig studere forskjellene mellom de dynamiske responsene på et sjokk i utenlandsk inflasjon som framkommer ved først å simulere modellen med autonom (eksogen) valutakurs, og deretter gjenta simuleringen med endogen kurs. Resultatene av eksperimentet er at responsene blir mer langvarige (persistente) med endogen valutakurs enn med autonom valutakursprosess.

Tolkningen av det teoretiske resultatet kan trekkes i retning av at kollektiv lønnsdannelse bidrar til å «forsterke innslaget av lønns- og prisspiraler». Men dette vil antakelig ikke være særlig fruktbart. Resultatet er et utslag av økt indeksering i pris- og lønnsdannelsen. Graden av pris- og lønnsindeksering er avhengig av mange forhold, blant annet hvor tett horisontal koordinering det er i lønnsdannelsen. Alt annet likt vil svakere koordinering i den kollektive lønnsdannelsen gi samme utslag i de teoretiske responsene som det endogenisering av valutakursen gir.

Responser på et utenlandsk inflasjonssjokk kan også studeres empirisk, ved å simulere en empirisk forklaringsmodell for norsk økonomi. I avsnitt 4 viser jeg resultater ved bruk

---

<sup>1</sup>Modellen i Røisland (2023a) har riktignok ikke inflasjon som variabel, men en rimelig tolkning av artikkelen er at økt inflasjon fører til svakere valutakurs, alt annet likt. Hvor langvarig effekten er sier modellen inngeting om da den er statisk.

av NAM, som er en modell som representerer lønnsdannelse med høy grad av horisontal koordinering. I disse simuleringene har jeg tilpasset modellen slik at den stemmer godt overens med de stiliserte egenskapene til nominelle valutakurs og sammenhengen med inflasjon.

Resultatene indikerer at på helt kort sikt kan rentedifferansen overfor utlandet ha stor effekt på valutakursen. Denne responsen forsvinner imidlertid raskt, og resultatene indikerer videre at økt nominelt rentenivå kan få reperkusjoner i andre deler av økonomien, som kan bidra til økt arbeidsledighet.

## 2 Definisjoner og fakta

### Nominell valutakurs

Den nominelle valutakursen,  $V_t$ , er en relativ pris, nærmere bestemt prisen på utenlandsk valuta regnet i enheter av egen valuta på et tidspunkt  $t$ . En økning i  $V_t$  representerer dermed en depresiering, eller svekkelse, av den egne valutaen. Valutakurser noteres nærmest kontinuerlig, men i makroøkonomisk sammenheng er  $t$  som regel måned, kvartal eller år.

I faglitteraturen er det vanlig å måle valutakursen i logaritmisk-skala. Hvis vi bruker  $v_t$  som symbol blir dermed  $v_t \equiv \ln(V_t)$  og  $\Delta v_t \equiv v_t - v_{t-1}$  representerer depresieringsraten (appresiering dersom endringen er negativ).

I Norge er kursene mot svenske kroner, U.S. dollar og euro eksempler på viktige bilaterale valutakurser. I makroøkonomisk sammenheng er det prisen på en kurv av valutaer som er mest relevant. I Norge er I-44 indeksen mye brukt. Dette er en indeks som veier sammen 44 bilaterale valutakurser, med vekter fra statistikken over import av varer og tjenester.

Tidsrekke-data for valutakurser har visse egenskaper som det er enighet om i faglitteraturen, se for eksempel Itskhoki (2021) og referansene der. Under et valutapolitisk regime med flytende kurs følger  $v_t$  en datagenerende prosess (dgp) som er godt tilnærmet av en tilfeldig gang-prosess («random walk»). En tilfeldig gang innebærer at depresieringsraten er så godt som upredikerbar:  $E(\Delta v_t | v_{t-1}, v_{t-2}, \dots, v_{t-j}) \approx 0$  for alle  $j > 0$ .<sup>2</sup> Videre: Det er ikke noen robust korrelasjon mellom valutakursendringer,  $\Delta v_t$  og andre makroøkonomiske variable, uavhengig av om tidsindeksen  $t$  referer til måned, kvartal eller år. Denne egenskapen er kjent som Meese-Rogoff gåten, etter artikkelen fra 1983, og refererer til at valutakursen er frakoblet resten av økonomien, i den forstand at det ikke er noen samtidig korrelasjon mellom depresieringer og andre makroøkonomiske hovedvariabler (såkalte «fundamentals»), se Meese og Rogoff (1983).

Det finnes mange dokumenterte avvik fra at valutakursen følger en enkel tilfeldig gang og at den er helt upredikerbar. I mange tilfeller gjelder predikerbarhet bare for visse valutakursdefinisjoner, på helt kort sikt, eller for spesielle tidsperioder (for eksempel under og etter finanskrisen i 2008).

På norske data er det et relativt stort tilfang av empiriske studier som viser at oljepris, internasjonale aksjekurser, renteforskeller mellom Norge og utlandet, og indikatorer på risikopremier, kan være forklaringsvariabler i empiriske modeller av valutakurser, se Benedictow og Hammersland (2023), Risstad m.fl. (2023), Akram (2020), Klovland m.fl. (2021) og andre.

---

<sup>2</sup> $E$  symboliserer matematisk forventning, og  $|$  leses «betinget på»

Tabell 1: Deskriptiv statistikk for årlig vekst i I-44 og NOK/USD, KPI og KPIJAE, 2001(1)-2023(4). Tall i prosent, unntatt variasjonsbredde som er i prosentpoeng.

	I-44	NOK/USD	KPI	KPIJAE
Gjennomsnitt	0,8	1,4	2,4	2,1
Median	0,1	-0,4	2,1	2,0
St.avvik	5,7	11,5	1,5	1,3
Variasjonsbredde	23,9	32,2	8,2	6,6

I vedlegget viser jeg at det er empirisk støtte for en robust sammenheng mellom renteendring og depresieringsrate. Sammenhengen er imidlertid kortsiktig og står ikke i motstrid til at valutakursen følger en typisk tilfeldig gang prosess.

Et annet kjennetegn ved valutakurser er høy volatilitet. I valutakursregimer med flytende kurs er det ikke uvanlig at årlige depresieringsrater kan ha standardavvik mellom 10 og 12 prosent, Itskhoki (2021).<sup>3</sup> Andre makroøkonomiske variabler, for eksempel inflasjon og BNP-vekst, har vanligvis mye mindre varians.

Tabell 1 viser at standardavviket til årsveksten i I-44 var 5,7 prosent i perioden 2001(1)-2023(4). Inflasjonen var vesentlig mindre volatil, henholdsvis 1,5 % (målt med endring i KPI) og 1,3 % (endring i KPIJAE). Volatiliteten til enkelte bilaterale kurser var enda større, illustrert med dollarkursen NOK/USD i tabellen. Standardavviket til NOK/USD var 11,5 % og illustrerer dermed at valutakursvolatiliteten kan være ti ganger høyere enn volatiliteten til prisveksten, Itskhoki (2021).

I perioden 2001(1)-2023(4) var korrelasjonen 0,09 mellom I-44 og KPI (årsvekstraten) og 0,36 mellom I-44 og KPIJAE.

Figur 1 viser grafer for disse tre årlige endringsprosentene. Plottene demonstrerer forskjellene i volatilitetene—men også i gjennomsnittene: Det er ikke noe tydelig avvik fra null i gjennomsnittlig depresiering, mens inflasjonen har vært positiv i gjennomsnitt. Oppsummeringsmessig kan vi si den norske valutakursen ikke skiller seg vesentlig fra det som ansees som typiske egenskaper til valutakursen under et valutapolitisk regime med flytende kurs.

## Realvalutakurs og PPP

Realvalutakursen er relativprisen på varekurver mellom land. Jeg bruker  $Q_t$  som symbol for denne variabelen som er definert som forholdet mellom to prisnivåer regnet i felles valuta:

$$Q \equiv \frac{V_t P_t^u}{P_t}, \quad (1)$$

der  $P_t$  representerer det innenlandske konsumprisnivået og  $P_t^u$  representerer prisnivået i utlandet. Med logaritmer:

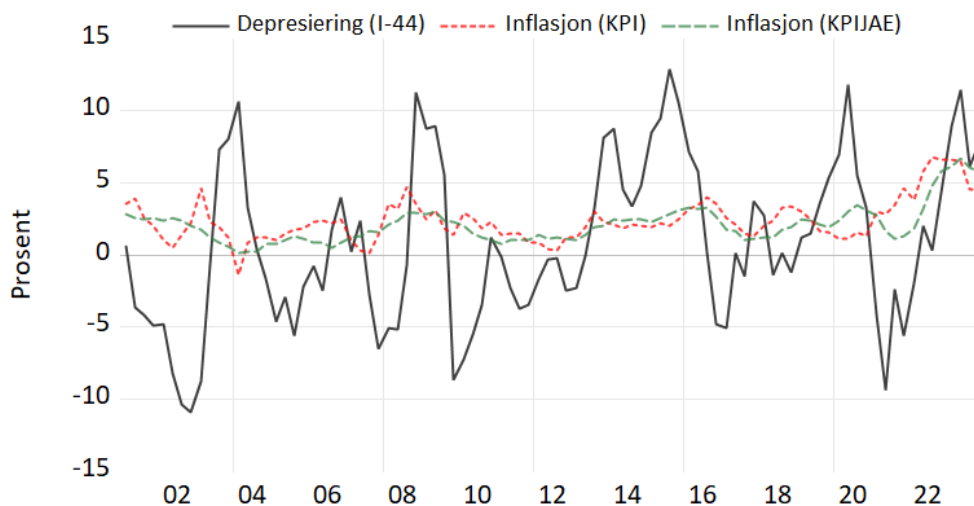
$$q \equiv v_t + p_t^u - p_t. \quad (2)$$

En økning i  $Q_t$ , eller  $q_t$  kalles realdepresiering. På log-form kan endringen skrives som:

$$\Delta q_t = \Delta v_t + \Delta p_t^u - \Delta p_t, \quad (3)$$

---

<sup>3</sup>Årlig rate er ikke entydig med mindre periodisiteten på tidsserien er årlig. Jeg bruker kvartalstall og definerer årlig vekstrate som prosentvis endring fra samme kvartal forrige år, som kan tilnærmes med  $\Delta_4 v_t \equiv v_t - v_{t-4}$  multiplisert med 100.



Figur 1: Depresiering (årlig vekst i valutakursen I-44) og inflasjon (årlig vekst i KPI og KPIJAE), 2001(1)-2023(4).

der  $\Delta$  vanligvis vil angi årlig endring.<sup>4</sup> Prisindeksene  $P_t$  og  $P_t^u$  kan alternativt representere prisindekser for andre varer og tjenester enn de som inngår i konsumprisindeksene. For eksempel for varer som er produsert i konkurranseutsatte eller skjermede næringer. En annen definisjon som er i bruk gjelder realvalutakursen for arbeidstjenester. Da vil  $P_t$  representere en indeks for lønn og andre godtgjørelser hjemme, og  $P_t^u$  vil være en tilsvarende indeks for arbeidskraftkostnader i utlandet.

To stiliserte fakta om realvalutakurser er at de har praktisk talt samme volatilitet som nominelle valutakurser og at det er høy korrelasjon mellom realvalutakurs og nominell valutakurs, både på nivå- og endringsform. Dette gjelder også norske data. I perioden 2001(1)-2023(4) var standardavviket til årlig endring i realvalutakursen 5,6 prosent, som bare er ubetydelig mindre enn standardavviket til I-44 i Tabell 1. Korrelasjonen mellom de årlige prosentvise endringene i  $V_t$  og  $Q_t$  var 0,97. Korrelasjonen mellom  $V_t$  og  $Q_t$  var også 0,97. På log-form, mellom  $v_t$  og  $q_t$ , var korrelasjonen 0,99.

Den høye korrelasjonen mellom  $v_t$  og  $q_t$  tyder på at også  $q_t$  har en tilfeldig gang komponent som preger tidsserieegenskapene. Holdbarheten av denne tolkningen kan undersøkes på flere måter, for eksempel ved å ta utgangspunkt i følgende hypotesetest situasjon:

$$H_0: v_t - \beta(p_t - p_t^u) \sim I(1) \text{ mot } H_1: v_t - \beta(p_t - p_t^u) \sim I(0) \quad (4)$$

der notasjonen  $\sim I(1)$  betyr «har egenskaper som en I(1)-tidsrekke». I(1) er vanlig notasjon for en integrert serie, som betyr at serien er stasjonær på differensiert form. En I(1) serie har tilfeldig-gang som en iboende egenskap.<sup>5</sup>

I vedlegget har jeg tatt med testresultater som viser at  $H_0$  ikke forkastes med data fra 2001(1)-2023(4). Dette resultatet, som er det samme som i Klovland m.fl. (2021),

<sup>4</sup>Med kvartalstall vil dette si endring fra samme kvartal året før, slik Figur 1 viser for nominell valutakurs, KPI og KPIJAE.

<sup>5</sup>For å spare notasjon er et konstantledd utelatt. Under  $H_1$ , og dersom  $\beta = 1$  er en gyldig restriksjon, vil et konstantledd representere den ubetingede forventningen til realvalutakursen.

utelukker ikke en empirisk sammenheng mellom vekstratene, for eksempel slik at:

$$\Delta v_t \approx \Delta p_t - \Delta p_t^u. \quad (5)$$

Som vist i vedlegget er det heller ikke støtte for en slik sammenheng på norske data fra 2001(1)-2023(4).

I litteraturen kalles (5) «Relative PPP» og  $H_1$  i (4) «Weak relative PPP», se Itskhoki (2021). Fraværet av empirisk støtte for disse hypotesene står i kontrast til hvor sentrale de er i enkelte analyser av pengepolitikken, noe modellen i Røisland (2023a) er et eksempel på.

Mer generelt kan vi se for oss at alt som er argumenter i tilbudsfunksjonen av valuta til sentralbanken kan påvirke likevektsprisen i valutamarkedet. Prisenivåene ut og hjemme, og rentedifferansen mot utlandet er eksempler på argumenter i tilbudsfunksjonen, Rødseth (2000, Kap. 1).

En modifikasjon av test-situasjonen for svak relativ PPP i (4), kan dermed være:

$$H_0: v_t + \beta_1(p_t^u - p_t) + \beta_2(r_t - r_t^u) \sim I(1) \text{ mot } H_1: v_t + \beta_1(p_t^u - p_t) + \beta_2(r_t - r_t^u) \sim I(0) \quad (6)$$

der  $r_t$  er rentenivået hjemme og  $r_t^u$  er utenlandsk rente. Det er vanlig å definere  $r_t$  og  $r_t^u$  som realrenter, og operasjonalisere dem ved å subtrahere inflasjonen (årlig) fra de nominelle rentene i pengemarkedene hjemme og ute.

Resultater av testing av hypotesen i (6) er vist i vedlegget. Konklusjonen er at  $H_0$  kan forkastes og at  $H_1$  dermed aksepteres. Gitt kointegrasjon kan vi teste hypotesen om langsiktig homogenitet,  $\beta_1 = 1$ , som ikke blir forkastet (svært høy p-verdi som vist i vedlegget). Når  $\beta_1 = 1$  pålegges, blir den estimerte langsiktsammenhengen:

$$v_t = -(p_t^u - p_t) + 0,55(r_t - r_t^u). \quad (7)$$

Legg merke til at den estimerte koeffisienten 0,55 er inkonsistent med hypotesen om at økt rentedifferanse går sammen med appresiering av valutakursen («feil fortegn»). Videre analyse viser at likevektjusteringsvariabelen:

$$e_{t-1} = v_t + (p_{t-1}^u - p_{t-1}) - 0,55(r_{t-1} - r_{t-1}^u) \quad (8)$$

ikke er prediktor for den nominellen valutakursen,  $v_t$ , og heller ikke for relativprisen  $\Delta p_t - \Delta p_t^u$ . Derimot er den en signifikant forklaringsvariabel (prediktor) for rentedifferansen ( $r_t - r_t^u$ ).

Implikasjonen av de empiriske resultatene er at en postulert langsiktsammenheng av typen

$$v = (p - p^u) + \beta_2(r - r^u), \beta_2 < 0 \quad (9)$$

ikke har empirisk støtte, basert på de operasjonaliseringene av variablene som er benyttet i vedlegget.

Resultatene svekker den empiriske relevansen av den teoretiske modellen til Røisland (2023a), der en tilsvarende ligning som (9) inngår på en betydningsfull måte.<sup>6</sup>

Det har vært vanlig å inkludere lagget realvalutakurs som en forklaringsvariabel for den nominell valutakursen i norske makromodeller. Resultatene i dette avsnittet tyder

---

<sup>6</sup>Ligning (5) i Røisland (2023a).

på at en slik «PPP-variabel» ikke er særlig robust. Det har kanskje vært en aksept for relativt høy sannsynlighet for Type-1 feil, for å få på plass i modellene det som mange vil mene er en standard mekanisme (nemlig at nominell valutakursjustering bidrar til at utvidet-svak relativ PPP holder). Testingen av PPP i vedlegget er på sin side basert på en metodikk som prioriterer lav sannsynlighet for Type-1 feil, og dermed større sannsynlighet for Type-2 feil.<sup>7</sup>

Gitt hvor vanlig det er med en PPP-variabel er det derfor god grunn til å sjekke hvor stor betydning lagget realvalutakurs har for samlede modellegenskaper, hvis den likevel inkluderes i modellen på rent teoretisk grunnlag. Simuleringene av empiriske responser på økt inflasjon i utlandet i avsnitt 4 viser et eksempel på en slik framgangsmåte.

## Udekket renteparitet, UIP

UIP er en hypotese om sammenheng mellom forventet depresieringsrate  $\Delta v_t^e$  og rentedifferanse. Forventet depresieringsrate er en uobserverbar variabel. UIP-hypotesen kan testes ved å erstatte  $\Delta v_t^e$  med observert depresieringsrate ( $\Delta v_t$ ), og regressere  $\Delta v_t$  på rentedifferansen. Målefeilen som substitusjonen innebærer blir en del av restleddet i regresjonsmodellen, uten at dette nødvendigvis medfører at restleddet blir korrelert med rentedifferansen på høyresiden i regresjonsmodellen.

I vedlegget viser jeg at:

$$\widehat{\Delta v_t} = \underset{(0,7)}{-3,5}(\bar{r}_t - \bar{r}_t^u) + \underset{(0,7)}{3,4}(\bar{r}_{t-1} - \bar{r}_{t-1}^u) + \underset{(1,9)}{10,4}I_{2008(4)} + \underset{(1,9)}{4,3}I_{2014(4)} + \underset{(1,9)}{4,3}I_{2015(3)} - \underset{(1,9)}{4,7}I_{2020(3)} + \underset{(1,9)}{4,1}I_{2023(2)} \quad (10)$$

Utvalgsperiode: 2001(1) – 2023(4). Estimeringsmetode: OLS-IIS

Standardfeil i parentes under koeffisientene.

er en robust empirisk modell for depresieringsraten  $\Delta v_t$ .<sup>8</sup> Variablene  $\bar{r}_t$  og  $\bar{r}_t^u$  symboliserer nominelle renter hjemme og ute.  $I_{2008(4)}$ ,  $I_{2014(4)}$ ,  $I_{2015(3)}$  og  $I_{2020(3)}$  er indikatorvariabler (dummier) som er 1 i de angitte kvartalene, og null ellers. Dummiene er automatisk generert ved bruk av estimeringsmetoden OLS-IIS, se omtalen i vedlegget.

Bemerk at tallverdiene til koeffisientene til de to rentevariablene er jevnstore og har motsatt fortegn. Dette betyr at nivået på rentedifferansen antakelig ikke er en signifikant forklaringsvariabel. En enkel måte å teste denne hypotesen på er å estimere den reparameteriserte ligningen:

$$\widehat{\Delta v_t} = \underset{(0,7)}{-3,5}\Delta(\bar{r}_t - \bar{r}_t^u) - \underset{(0,13)}{0,1}(\bar{r}_{t-1} - \bar{r}_{t-1}^u) + \underset{(1,9)}{10,4}I_{2008(4)} + \underset{(1,9)}{4,3}I_{2014(4)} + \underset{(1,9)}{4,3}I_{2015(3)} - \underset{(1,9)}{4,7}I_{2020(3)} + \underset{(1,9)}{4,1}I_{2023(2)} \quad (11)$$

og legge merke til at den laggede rentedifferansen er insignifikant (t-verdi  $-0,8$ ), slik at den kan utelates fra modellen uten signifikant tap av forklaringskraft.

Konklusjonen blir dermed at det er empirisk støtte for en sammenheng mellom depresieringsraten og *endring* i rentedifferansen. Men UIP-hypotesen om sammenheng mellom

<sup>7</sup>Se for eksempel Nymoen (2019, Kapittel 11).

<sup>8</sup>For å lette tolkningen har venstresidevariabelen i (10) prosentpoeng som enhet.

depresieringsrate og  $(\bar{r} - \bar{r}^u)$  ser ikke ut til å ha støtte i data for Norge fra 2001(1) til 2023(4).

Det kan bemerkes at disse resultatene ikke står i motstrid til tesen om at nominell valutakurs er dominert av en tilfeldig gang prosess og at  $v_t$  er uten drift. Implikasjonen av (11) er jo at ligningen for  $v_t$  blir av typen:

$$v_t = v_{t-1} - 3,5\Delta(\bar{r}_t - \bar{r}_t^u) + \text{Indikatorene} + \varepsilon_{vt}$$

der både  $\Delta(\bar{r}_t - \bar{r}_t^u)$  og restleddet  $\varepsilon_{vt}$  er I(0) slik at tidsrekke-egenskapene til  $v_t$  blir dominert av at den autoregressive koeffisienten i modellen er +1. Inkludering av  $\Delta v_{t-1}$  i modelligningen, endrer ikke på denne fundamentale egenskapen. Det gjør heller ikke eventuell endogenitet av  $\Delta(\bar{r}_t - \bar{r}_t^u)$ .

Som antydnet ovenfor går det selvsagt an å legge til lagget realvalutakurs som høyresidevariabel i en valutakursligning, selv om den ikke framsto som en robust forklaringsvariabel ved av estimeringsmetoden OLS-IIS. Jeg kommer tilbake til implikasjonene av en slik mer «liberal metode» i avsnitt 4.

### 3 Valutakursens gang gjennom en teoretisk hovedkursmodell

Sett under ett viser resultatene ovenfor at de stiliserte fakta om tidsrekke-egenskapene til nominelle og reelle valutakurser internasjonalt, langt på vei kan gjøres gjeldende for den norske handelsveide valutakursen og den tilhørende realvalutakursen.

En volatil nominell valutakurs er en konsekvens av det valgte valutapolitiske regimet. Etter et knapt kvartsekel med dette regimet er det ikke urealistisk at både pris- og lønnsfastsettere har tilpasset seg at både styrking og svekkelse av valutakursen kan inntreffe når som helst, og fortone seg nokså voldsomme.

I et teoretisk arbeid for «Holden-4» utvalget, om de dynamiske egenskapene til lønnsdannelsen med front- og følgefag, benyttet Kolsrud og Nymoen (2023) nettopp en forutsetning om at nominell valutakurs har en dominerende tilfeldig gang egenskap.<sup>9</sup> Det er imidlertid ingenting i veien for å utvide den teoretiske modellen på dette punktet, og åpne opp for at det kan være en viss sammenheng mellom rente og valutakurs, og mellom inflasjon og valutakurs.

Figur 2 illustrerer tankegangen. Dersom vi tar utgangspunkt i at tilbud og etterspørsel av valuta er i likevekt i periode  $t$  («øyeblikks-likevekt»), vil det under standard forutsetninger eksistere likevektskombinasjoner av innenlandsk rente og valutakurs, se for eksempel Nymoen og Bårdsen (2023, Kapittel 2.7).

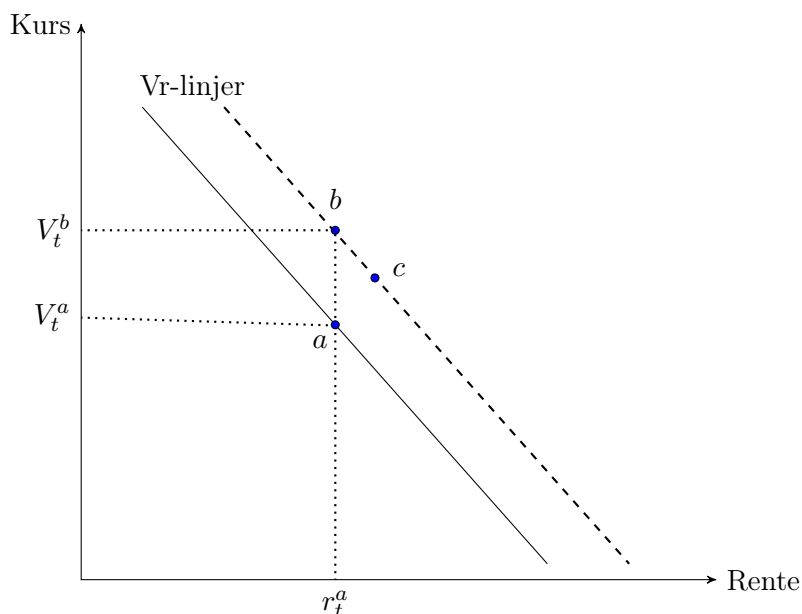
Den heltrukne Vr-linjen i figuren illustrerer kombinasjoner av rente og valutakurs som gir likevekt i markedet, til gitt etterspørsel etter valuta fra sentralbanken, og til gitte verdier på argumentene i tilbudsfunksjonen av valuta (som det er mange av, for eksempel utenlandske renter, prisnivå og inflasjon hjemme og ute osv).

Når vi tolker valutakursligningen ovenfor innenfor denne rammen sier (11) at helningskoeffisienten er -3,5 i den samme perioden som en renteøkning inntreffer, men (-0.1) allerede i perioden etter. Vi kan si at den kortsiktige Vr-kurven har mye brattere helning enn den langsiktige, som nærmest ville bli en horisontal linje i figuren.

---

<sup>9</sup>NOU (2023).





Figur 2: Teoretisk sammenheng mellom rente og likevektsvalutakurs (øyeblikkslikevekt) ved flytende kursregime.

Gitt et regime med flytende valutakurs, er det vanlig å betrakte renta som et politikk-instrument, som bestemmes ut i fra målsettingen om å stabilisere inflasjonen, samtidig som hensynet til finansiell og realøkonomisk stabilitet vektlegges.<sup>10</sup> La oss anta at slike vurderinger leder til at renten i markedet blir  $r_t^a$  i figuren. For at denne renten skal være forenlig med likevekt i valutamarkedet ( $a$ -punktet på Vr-linjen) må valutakursen bli  $V_t^a$ .

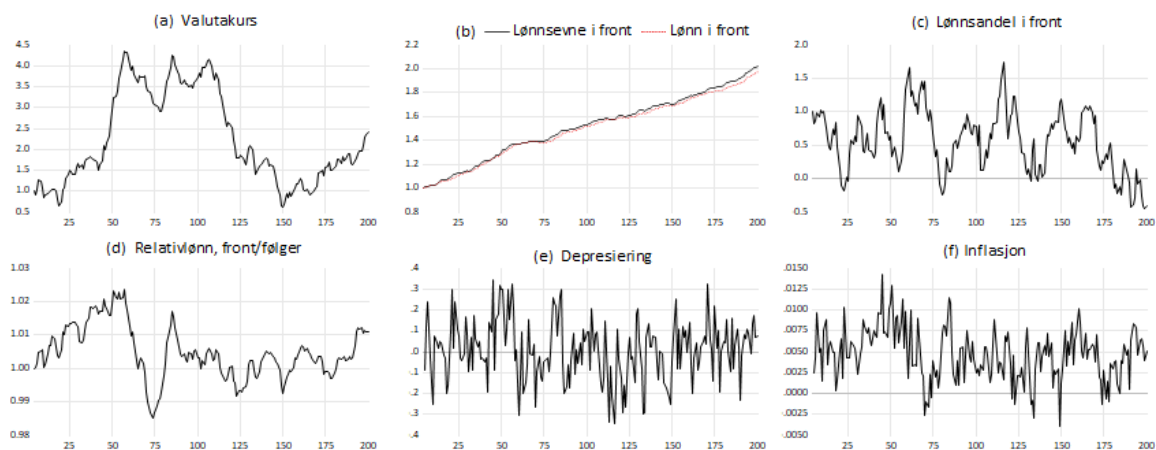
Den iboende volatiliteten i valutamarkedet innebærer imidlertid at den heltrukne Vr-linja kan endre seg når som helst. Endrede argumentverdier i tilbudsfunksjonen impliserer skift, slik den stiplede Vr-linja illustrerer.<sup>11</sup> Dersom det er den stiplede linja som gjelder i markedet, er ikke lenger  $V_t^a$  likevektskurs i markedet. Likevektskursen vil være svakere, og vil i figuren være den valutakursen som blir avsatt på Kurs-aksen ved å trekke en rett linje fra  $b$ -punktet på den stiplede Vr-linja og til Kurs-aksen.

Det vil være opp til sentralbanken å bestemme om markedsendringen er noe som bør føre til endret rente eller ikke. Fordi sentralbanken ikke har et valutakursmål kan ikke begrunnelsen for et eventuelt «ja» være selve depresieringen. Men sentralbanken kan benytte et argument om at kronesvekkelsen gjør at det vil ta (for lang) tid å bringe inflasjonen tilbake til målet. I figuren vil høyere rente føre til at likevektsrenten i markedet blir lavere enn  $V_t^b$ , for eksempel slik som antydnet ved  $c$ -punktet på den stiplede Vr-linjen.

En tolkning av skiftet i Vr-linja kan være at det skyldes høyere innenlandsk inflasjon. Det er denne tolkningen som jeg har i tankene når jeg nedenfor analyserer tilfellet med lønnsdannelse med endogen valutakurs. Tolkningen passer ikke så bra med de stiliserte egenskapene gjengitt ovenfor (om lite robust korrelasjon). Men det kan som nevnt tenkes

<sup>10</sup>Vanlig, ja, men se Haavelmo (1987) for teoretiske betraktninger om hva som kan skje hvis man begynner å bruke renten, som er en likevektspris i et deregulert kapitalmarked, som om den er et ubundet politikkinstrument som kan brukes til å oppnå mål om valutakurs og/eller inflasjon, jf, også Bårdsen og Nymoen (2001). For en oversikt over Trygve Haavelmos bidrag til makoøkonomisk teori, se for eksempel Anundsen m.fl. (2014).

<sup>11</sup>Endret grad av kapitalmobilitet vil påvirke helningen på tilbudskurven av valuta, og dermed også helningen på Vr-kurven.



Figur 3: Simulering av en teoretisk hovedkursmodell, valutakursen følger en autonom tilfeldig gang.

at det oppstår en sammenheng mellom inflasjon og valutakurs litt ut av det blå, og at den kanskje varer en stund, uten at det er snakk om en strukturell relasjon.

I vedlegget har jeg formulert en stilisert frontfagsmodell for lønnsdannelse under flytende valutakurs. Modellen er nødvendigvis dynamisk for å kunne reprodusere i alle fall noen av de typiske egenskapene til tidsserier for valutakurs, priser og lønninger. Modeløsningen, som vi finner ved simulering, avhenger av parameterverdier. Disse er i valgt slik at løsningene for inflasjon og lønnsvekst er stasjonære tidsserier (de svinger rundt sine gjennomsnittsverdier), mens lønns- og prisnivåene er ikke-stasjonære variable med positiv «drift» (grafene som viser løsningene vokser med tiden). Valutakursen er iboende tilfeldig gang, og har dermed ikke et veldefinert gjennomsnitt.

Jeg viser løsninger for to versjoner av modellen. I den første versjonen er valutakursen uavhengig av den innenlandske prisveksten (autonom tilfeldig gang). I den andre versjonen svekkes valutakursen som følge av økt inflasjon hjemme, slik som nevnt i forbindelse med figuren rett ovenfor.

Fordi hensikten er å belyse de dynamiske egenskapene til selve frontfagsmodellen, holder jeg endogeniteten av arbeidsledigheten utenfor analysen. Arbeidsledighetens rolle for inflasjonsdynamikken i avtalesystemer med kollektive avtaler og sterke parter ble analysert i Kolsrud og Nymoen (2023), og i tidligere teoretiske og empiriske arbeider.

Vi ser først på løsningen av den modellversjonen der valutakursen følger en prosess som er frikoblet fra resten av systemet. Graf (a) i Figur 3 viser nominell valutakurs over en tidsperiode, fra  $t=1$  til  $t=200$ . I startpunktet på grafen er valutakursen lik 1, slik at grafen viser om valutakursen er svakere eller sterkere enn det den var initialt. Som vi ser er det en lang periode der valutakursen er svak. Det er nesten så en skulle tro at det er «lagt inn» en varig endring. Men slik er det ikke; grafen er bare et eksempel på en valutakurs som kan bli generert av en tilfeldig gang prosess.

De to grafene i panel (b) viser lønnsevnen i «frontfagsnæringen», sammen med lønnsnivået i dette forhandlingsområdet. I modellen er lønnsevnen i frontfaget lik verdien av arbeidsproduktiviteten, som består av tre komponenter: Produktpris i fremmed valuta ( $q_1^u$ ). Valutakurs ( $v$ ). Arbeidsproduktivitet ( $z_1$ ).

Hvis vi antar at variabelene er målt i logaritmisk skala, blir verdien av arbeidproduk-

tiviteten gitt ved:

$$hk = q_1^u + v + z_1 \quad (12)$$

der  $hk$  kan stå som forkortelse for hovedkursvariabel, en ofte brukt betegnelse på verdien av arbeidsproduktiviteten i frontfagnæringen.

Lønnsevnen (hovedkursvariabelen), i figur (b) viser en trendmessig vekst, som ikke kan tilskrives valutakursen, som jo ikke har noen trend i seg. Den trendmessige veksten i lønnsevnen forklares derfor av trendene i arbeidsproduktivitet og produktpris i fremmed valuta. Den første gjenspeiler teknologisk framgang. Den andre trenden er en kumulativ sum av inflasjon i utlandet.

Figur (b) viser også at lønna samvarierer tett med lønnsevnen (hovedkursvariabelen). Lønnsandelen i frontfaget blir derfor en stasjonær variabel slik som vist i panel (c), der grafen svinger rundt et gjennomsnitt. Det er lønnsdannelsen i frontfaget som sørger for at lønnsandelen blir stasjonær. Hvis vi lar  $w_1$  symbolisere lønn i frontfaget, kan vi skrive lønnsrelasjonen i modellen som:

$$\begin{aligned} \Delta w_{1,t} = & 0,2 + 0,6\Delta p_t + 0,2\Delta p_{t-1} + 0,2\Delta(q_{1,t}^u + v_t + z_{1,t}) \\ & - 0,15(w_1 - (q_{1,t}^u + v_t + z_{1,t}))_{t-1} + \epsilon_{w_{1,t}} \end{aligned} \quad (13)$$

der  $p_t$  er konsumpris (levekostnader) og likevektsjusteringsvariabelen  $(w_1 - hk)_{t-1}$  er den laggede lønnsandelen i frontfagnæringen. Det er dette leddet i ligningen som er avgjørende for at lønnsdynamikken blir tilpasset lønnsevnen på en måte som gjør at lønnsandelen blir stabil (stasjonær).<sup>12</sup>

Vi ser altså at både  $\Delta p_t$  og  $\Delta p_{t-1}$  inngår i lønnslikningen (13) som dermed ivaretar at levekostnadsvekst, alltid og overalt, er en faktor i lønnsdannelsen. Den siste variabelen på høyresiden,  $\epsilon_{w_{1,t}}$  er en helt tilfeldig variabel som kan tolkes som en leverandør av sjokk til lønnsdannelsen.

Som nevnt ovenfor er arbeidsledighetsraten utelatt fra (13) for å forenkle notasjonen, og fordi denne variabelen i seg selv ikke påvirker løsningssegenskapene til modellen på en kvalitativ måte.

Grafen i panel (d) viser relativlønna mellom frontfaget og følgerfaget, som også er stabil. Lønnsrelasjonen i følgerfaget er svært enkel:

$$\Delta w_{2,t} = 0,2 - 0,2(w_2 - w_1)_{t-1} + \epsilon_{w_{2,t}} \quad (14)$$

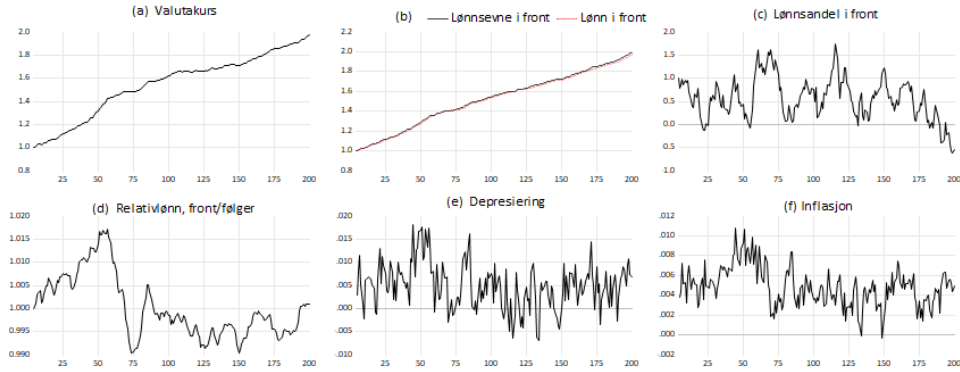
De to siste grafene i andre rad figur 3 viser løsningene for depresiering ( $\Delta v_t$ ) og inflasjon ( $\Delta p_t$ ). Volatiliteten til depresieringen er noe høyere enn inflasjonen, selv om forskjellen ikke er like stor som i data.

Inflasjonen er gitt ved identiteten (definisjonen):

$$\Delta p_t = 0,5\Delta q_{2,t} + 0,5\Delta(pi_t^u + \Delta v_t). \quad (15)$$

$pi_t^u$  er prisnivået på importerte konsumvarer, i utenlandsk valuta. På samme måte som  $q_{1,t}^u$ ,  $z_{1,t}$  og  $z_{2,t}$ , er  $pi_t^u$  generert som en tilfeldig gang med drift.

<sup>12</sup>Dette utelukker ikke at det finnes andre systemer for lønnsdannelsen som også gir stasjonær lønnsandel, men da antakelig med helt andre systemegenskaper totalt sett. Poenget her er bare å rendyrke det som nærmest er et definisjonsmessig trekk ved et system der kollektive avtaler utgjør en vesentlig del av lønnsdannelsen i makro.



Figur 4: Simulering av en teoretisk hovedkursmodell med endogen valutakurs. Valutakursen følger en «random walk» men er også en funksjon av innenlandsk inflasjon.

Via (15) avhenger inflasjonen av prisveksten på produkter fra følgerdelen av næringslivet (det som ofte kalles skjermede næringer):

$$\Delta q_{2,t} = 0,2 - 0,3(q_2 - w_2 - z_2)_{t-1} + \epsilon_{w_2,t}, \quad (16)$$

der  $q_2$  er prisen og  $z_2$  er arbeidsproduktiviteten.

La oss nå endre modellen slik at depresieringsraten reagerer på høyere inflasjon innenlands. I modellen med eksogen flytende kurs var ligningen for valutakursen:

$$v_t = v_{t-1} + 0,4\Delta v_{t-1} + \epsilon_{v,t}. \quad (17)$$

Når denne ligningen erstattes av:

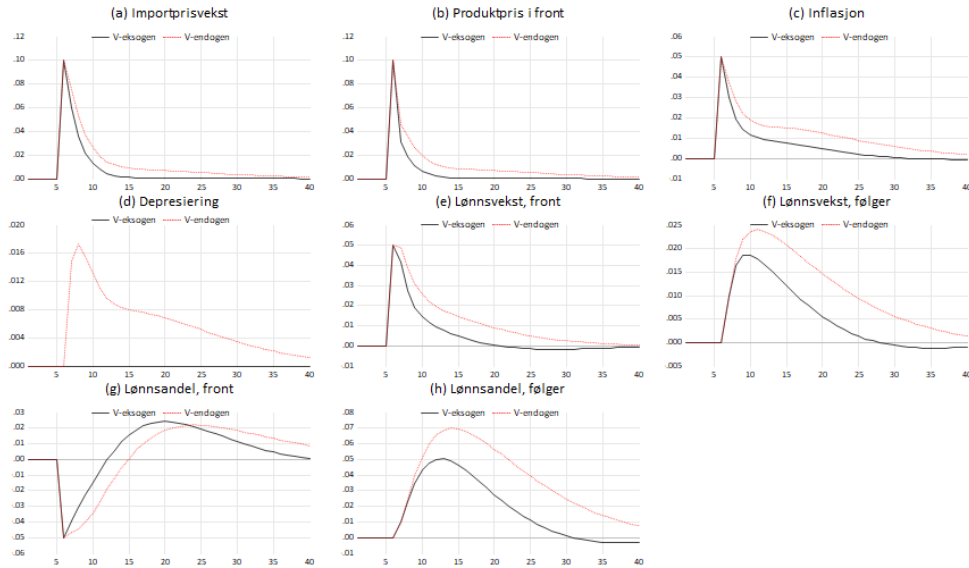
$$v_t = v_{t-1} + 0,3\Delta p_{t-1} + 0,4\Delta v_{t-1} + \epsilon_{v,t} \quad (18)$$

mens alt annet er uforandret i modellen, blir simuleringresultatene som vist i Figur 4.

Ingen av grafene er helt like tilsvarende grafer i Figur 3. Imidlertid: Den eneste grafen som er *kvalitativt* forskjellig er valutakursen i panel (a). Valutakursen trender oppover og viser dermed en kontinuerlig svekkelse som ikke var til stede i modellen med eksogen flytende valutakurs. Tolkningen er grei nok: Siden  $\Delta p_{t-1}$  inngår i (18) med positiv koeffisient, og deflasjon er atypisk, vil valutakursen inneholde en kumulativ sum som er positiv).

Positiv drift (trend) i valutakursen stemmer dårlig med de faktiske egenskapene til nominell valutakurs. En sammenheng mellom valutakurs og inflasjon, slik (18) representerer, er dermed ikke en realistisk modell for valutakursen. Det er likevel interessant å legge merke til at lønnsdannelsen i modellen er robust overfor trenden i valutakursen: Både lønnsandelen i frontfaget (c) og relativlønna (d) er forholdsvis stasjonære. Det samme gjelder depresieringen (e) og inflasjonen (f) i Figur 4.

Hypotesen om at valutakursen har vært avhengig av inflasjonen på en strukturell (varig) måte, lar seg altså ikke forsvare. Den manglende overensstemmelsen mellom teori og tidsrekkeegenskapene til den nominelle valutakursen blir for åpenbar. Det går likevel an å leke med tanken om at det omtrent samtidig med et inflasjonssjokk i utlandet, oppstår en sammenheng mellom valutakurs og inflasjon som tidligere ikke har vært der (ad hoc).



Figur 5: Effekter av et importert inflasjonssjokk på endogene variabler i en teoretisk modell med front- og følgerfag i lønnsdannelsen.

Grafene i Figur 5 viser derfor differansen mellom løsningene av modellene med henholdsvis eksogen og endogen valutakurs, når vi tenker oss at det skjer et eksogent sjokk i prisveksten utenlands.

Prisveksten på importerte konsumvarer (se graf a) øker med 0,1 i samme periode som sjokket skjer (i periode 6). Vi tenker oss at prissjokket også omfatter prisene på produktene i frontfagnæringen, og derfor påvirkes produkprisveksten på samme måte, se graf (b).

Innenlandsk inflasjon responderer på den importerte inflasjonen (graf c), og i modellen med endogen valutakurs (V-endogen) blir det dermed en depresiering, jf. panel (d). På grunn av den positive sammenhengen mellom inflasjon og depresiering, blir responsene merket V-endogen mer langvarige enn de som er merket V-eksogen. Dette gjelder også importpris og produktpris i frontfagnæringen (a og b), som begge er målt i innenlandsk valuta. Endogeniteten bidrar dermed til større persistens, men ikke til at responsene blir kvalitativt annerledes.

De to siste grafene (e-h) viser responsene i lønnsvekst og lønnsandelen i de to næringene. Lønnsveksten blir høyere i begge næringer som følge av den importerte inflasjonen, og frontfaget «leder an» (e og f). Lønnsandelen i følgernæringen blir høyere enn før sjokket, fordi prisene på produkter fra skjermede næringer ikke øker som en direkte følge av sjokket. De øker indirekte, etter at lønnsveksten i næringen har tatt seg opp

Grafene som viser lønnsandel i frontnæringen og relativlønn viser en mer komplisert respons. Lønnsandelen i front (g) blir redusert i den perioden som produktprisen øker, men henter seg inn etter hvert. Etter noen perioder blir lønnsandelen liggende høyere enn i banen uten sjokk, før responsen vender tilbake mot null. Likevektsjusteringen i modelligning (13) er en viktig del av denne dynamikken. Responsen til lønnsandelen i front avhenger i noen grad av om valutakursen er eksogen eller endogen. For eksempel varer den negative responsen noe lenger med endogen valutakurs enn med eksogen. Dette forklares i modellen av at produktprisen i front responderer kraftigere med endogen valutakurs enn

med eksogen kurs.

Responsene til lønnsandelen i følgerfaget blir størst, og er mer utstrakt i tid, med endogen enn med eksogen valutakurs (figur h). Gitt parameteriseringen av modellen, tar det altså lenger tid før prisveksten innenlands utligner effekten av at lønnsutviklingen i den skjermede sektoren er så tett knyttet til lønnsprosessen i frontfaget.

Alt i alt ser vi at de innenlandske responsene blir forskjellige, fordi endogeniteten i valutakursprosessen bidrar til persistens i pris- og lønnsdynamikken. For den parameteriseringen av modellen som er benyttet i simuleringene, gir imidlertid ikke endogen valutakurs seg utslag i kvalitative forskjeller i responsene på sjokket.

Det er mulig at det finnes en kritisk verdi på inflasjonsparameteren i valutakursligningen som endrer persistensen mer fundamentalt, slik at responsen blir eksplosiv. Graden av persistens i inflasjonsprosessen er imidlertid en systemegenskap, og en tilsvarende merknad gjelder derfor de parameterne som styrer de gjensidige påvirkningene mellom lønns- og prisvekst. Under visse forutsetninger, som vi kan forbinde med dårlig koordinering, kan også lønns- prisspiralen bli dynamisk ustabil, Kolsrud og Nymoen (2014).

## 4 Empiriske responser på høyere inflasjon i utlandet

I dette avsnittet benytter jeg en modell for valutakursen som er konsistent med stiliserte fakta i den makroøkonometriske forklaringsmodellen Norwegian Aggregate Model, NAM.<sup>13</sup>

I NAM er lønnsdannelsen modellert med sikte på å representere flere viktige sider av det norske opplegget for lønnsdannelse. I modellen er industrien lønnsleder, mens øvrig privat sektor og offentlig forvaltning er følgenæringer. NAM kan dermed benyttes til å simulere hvordan lønnsvekst og inflasjon i Norge responderer på et prissjokk hos våre handelspartnere. Lønnsleder-følger mønsteret er også dokumentnert økonometrisk i Gjelsvik m.fl. (2020), Dalnoki (2020), Hove m.fl. (2022) og Boug m.fl. (2023).

Sammenlignet med valutakursligningen (10) ovenfor, inneholder valutakursligningen i NAM lagget depresieringsrate, endringer en global aksjekursindeks og endring i oljepris, Akram (2004). Fordi alle disse variablene er på endringsform motsier de ikke at valutakursen har en dominerende tilfeldig gang komponent.

For å teste robustheten av NAM-forklaringsvariablene brukte jeg Autometrics (OLS-IIS) til å spesifisere en ny modell, basert på et informasjonssett der «NAM-variablene» er med. Modellen ble:

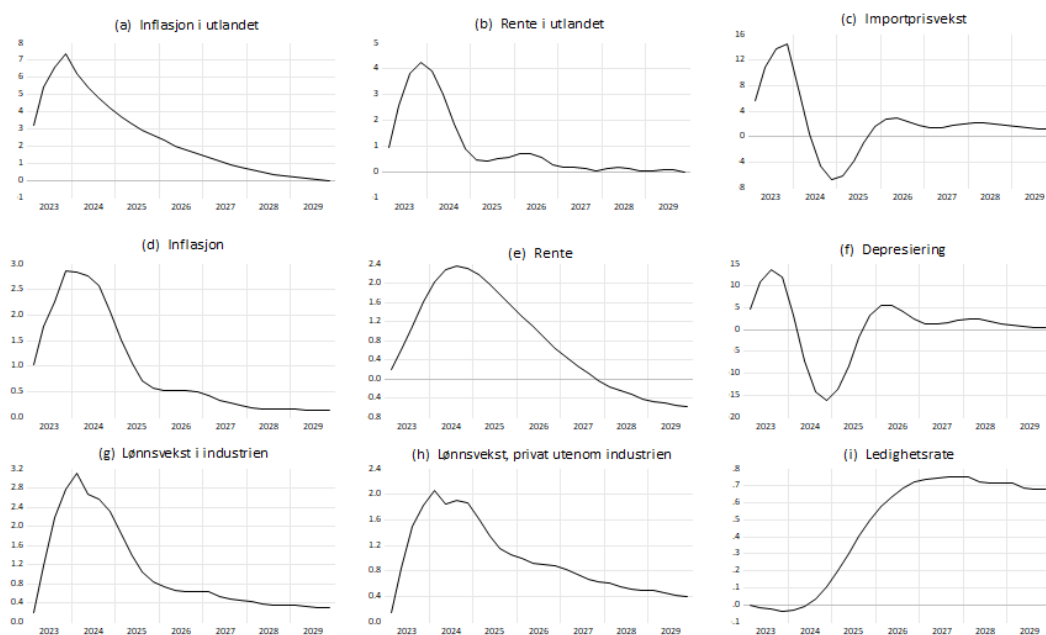
$$\begin{aligned} \widehat{\Delta v}_t = & \underset{(0,07)}{-0,3\Delta v_{t-1}} - \underset{(0,6)}{5,46\Delta(\bar{r}_t - \bar{r}_t^u)} \\ & + \underset{(0,6)}{3,4\Delta_{12}paw_t} - \underset{(1,1)}{8,4\Delta p_{oil,t}} \\ & + \underset{(1,7)}{5,8I_{2008(4)}} + \underset{(1,4)}{3,9I_{2019(4)}} - \underset{(1,7)}{7,0I_{2020(2)}} - \underset{(1,5)}{3,9I_{2021(2)}} \end{aligned} \quad (19)$$

Utvalgsperiode:2001(1) – 2023(4). Estimeringsmetode: OLS-IIS

Standardfeil i parentes under koeffisientene.

der lagget depresieringsrate  $\Delta v_{t-1}$ , vekst i en global aksjekursindeks ( $\Delta_{12}paw_t$ ) og endring i oljepris  $\Delta p_{oil,t}$  har kommet med som forklaringsvariabler. Indikatorvariablene er også litt

<sup>13</sup><https://normetrics.no/nam/>



Figur 6: Simulerte responser på et sjokk i inflasjon hos handelspartnere, ved bruk av NAM. Enhetene på de vertikale aksene er prosentpoeng. Benevningen på de horisontale aksene er kvartaler.

annerledes enn i ligning (10) ovenfor, antakelig som en konsekvens av det større antallet potensielle forklaringsvariabler.

Som en illustrasjon av den empiriske betydning av samspillet mellom lønnsvekst, inflasjon og depresiering har jeg sett på et stilisert inflasjonssjokk hos Norges handelspartnere.

Inflasjonen ute (årlig vekst) antas å øke med 3 prosentpoeng i det første kvartalet i eksperimentperioden, som for enkelhets skyld er satt til 2023(1). Deretter stiger avviket mellom inflasjonen i sjokkbanen og i basisbanen til litt over 7 prosentpoeng i kvartal nummer fire i eksperimentperioden. Videre utover i scenariet reduseres den utenlandske responsen prissjokket jevnt og trutt, som vist i panel (a) i Figur 6.

For å etterligne det som kunne være et typisk hendelsesforløp lar jeg rentenivået ute stige ganske markant, slik at det er 4 prosentpoeng høyere enn i basis etter fire kvartaler. Deretter minsker avstanden mellom renta i sjokkbanen og i basisbanen gradvis mot null, panel (b) i Figur 6. Det kan kanskje bemerkes at dette ikke er en spesielt haukete pengepolitikk, men det er blant annet fordi vi tenker oss at et element i scenariet er et realøkonomisk tilbakeslag, som sentralbankene tar hensyn til i pengepolitikken.

Panel (c)-(i) i Figur 6 viser plott av avvik mellom sjokkbane og basisbane for sju innenlandske variabler. Importprisveksten (c) blir kraftig påvirket, noe i modellen forklares av at utenlandske produsentpriser øker enda mer enn konsumprisivået i utlandet. Konsekvensen blir at norsk KPI-inflasjon øker markert som følge av sjokket, jf. panel (d).

I et eksperiment som dette trenger vi å ta hensyn til at høyere inflasjon, alt annet likt, fører til at styringsrenten vil bli vurdert satt opp. Det følger av inflasjonsstyringen

til Norges Bank. Jeg har benyttet følgende estimerte ligning:

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta r}_{nb,t} = & \underset{(1,15)}{3,23}(\Delta_4 p_{jae,t} - 0,025) - \underset{(0,03)}{0,1} U_t \\ & + \underset{(0,02)}{0,04} \bar{r}_{t-1}^u + \underset{(0,03)}{0,5} \Delta r_{t-1}^{nb} - \underset{(0,02)}{0,07} r_{t-1}^{nb} \\ & + \text{andre deterministiske ledd.} \end{aligned} \quad (20)$$

Utvalgsperiode:2001(1) – 2023(4). Estimeringsmetode: OLS

Standardfeil i parentes under koeffisientene.

$r_{nbt}$  betegner styringsrente,  $p_{jae,t}$  er log av KPIJAE og  $U_t$  er arbeidsledighetsprosenten, se Tabell 2. Ligning (20) pretenderer ikke å være en optimal pengepolitisk regel (ikke en gang en etterlignig). Den er bare en enkel empirisk modell med tre forklaringsvariabler: Inflasjon, ledighet og utenlandsk rente. Dessuten tilsier (20) at det typiske har vært gradvis justering av renta (opp, eller ned).

Økningen i norsk pengemarkedsrente i panel (e) forklares i modellen av at styringsrenta blir høyere i sjokk-banen, men også av at norske renter avhenger positivt av utenlandske renter gjennom rene markedmekanismer.

Grafen i panel (f) i figuren viser en forholdsvis kraftig depresiering av valutakursen i de første kvartalene etter at sjokket inntreffer. I modellen forklares dette av den økte rentedifferansen. Av samme grunn, altså utviklingen i rentedifferansen, er svekkelsen snudd til appresiering etter litt over et år. Deretter går det i bølger før depresieringsraten er nær null igjen.

Svekkelsen av valutakursen (nivået, som ikke er vist i figuren) er på den meste 13 %, tre kvartaler etter at sjokket inntreffer. Men etter sju kvartaler er appresieringen så stor som 7 %. Deretter blir det raskt mindre forskjell mellom basis- og sjokkbanene for valutakursnivået.

Grafene i den tredje raden av figuren viser lønnsveksten i industrien og i øvrig privat næringsliv (g og h) og i ledighetsprosenten (i). Lønnsveksten påvirkes på kvalitativt samme måte som i den teoretiske modellsimuleringen i forrige avsnitt. Det skyldes selvsagt at det er nær korrespondanse i modelleringen av lønnsdannelsen. Grafen for ledighetsprosent viser at ledigheten etter hvert blir høyere i sjokkbanen enn i basisbanen. Dette kan blant annet bunne i at en renteøkning under visse betingelser kan utløse en ikkelineære og langvarig respons i arbeidsledigheten i NAM (fall i boligpriser og finansiell konsolidering).

Hvor viktig er det for responsene at lagget realvalutakurs ikke er med som høyresidevariabel i (19)? Som vist i vedlegget er  $rex_{t-1} \equiv v_{t-1} + p_{t-1}^u - p_{t-1}$  insignifikant dersom  $rex_{t-1}$  legges til som forklaringsvariabel i (19). Når jeg kjørte skiftanalysen på nytt med denne ligningen ble resultatene så å si uforandret fra de som er vist i Figur 6.

For å oppnå noe særlig utslag av PPP-variabelen på responsene må derfor koeffisienten være markert større enn det som blir estimert fra data. Jeg eksperimenterte med en koeffisient som var 10 ganger større i tallverdi enn den fritt estimerte (-0,2 i stedet for -0,02). Det ble da noen synlige utslag på responsene. For eksempel ble den største depresieringen redusert fra 15 til 10 prosent. Men kvalitativt ble det små endringer, slik at responsene på dette sjokket virker å være robuste overfor denne siden av spesifikasjonen av valutakursligningen.



## 5 Avslutning

I faktadelen ovenfor så vi at under et valutakursregime med flytende kurs følger valutakursen en prosess som er dominert av en tilfeldig gang, men uten noen tydelig tendens til drift oppover eller nedover.

I det teoretiske avsnittet så jeg på implikasjonene av en slik valutakursprosess ved hjelp av en dynamisk modell for lønns- og prisdannelsen, med front- og følgerfag i lønnsdannelsen. I modellen påvirker valutakursen priser og lønninger både gjennom lønnsevnen (hovedkursvariabelen) og gjennom at prisen på importerte varer (i innenlandsk valuta) påvirker levekostnadene, som igjen har påvirkning på lønnsveksten.

I grunnversjonen av modellen er valutakursen frikoblet fra den innenlandske pris- og lønnsdannelsen (tilfeldig gang prosessen er autonom). Denne modellversjonen gir løsningsbaner for depresieringsraten og for priser og lønninger som stemmer bra overens med brede («stylized») fakta. I den andre modellversjonen avhenger depresieringsraten positivt av den innenlandske inflasjonen. Når vi simulerer denne modellen finner vi at løsningsbanen for depresieringsraten får en tydelig positiv trend, som ikke stemmer med det vi har observert i data.

Modellegenskapene er også synlige i responsene på en plutselig økning i utenlandske priser (et importert inflasjonssjokk). De innenlandske responsene blir forskjellige, fordi endogeniteten i valutakursprosessen bidrar til persistens i pris- og lønnsdynamikken. Med den parameteriseringen av modellen som ble simulert ga imidlertid ikke valutakursendogenitet utslag i kvalitative forskjeller i responsene på sjokket.

Det er velkjent at det er grenser for hvor mye persistens (gjensidig indeksering av lønns- og prisjusteringer) en modell for lønns- og prisdannelsen tåler før de dynamiske egenskapene til modellen endrer seg kvalitativt, fra stabil til ustabil inflasjon og lønnsvekst.

Parameteren som setter depresieringen i forbindelse med inflasjonen er én av flere parametere som bestemmer graden av persistens. Det kan derfor tenkes at det finnes en kritisk verdi på den parameteren som gjør at responsene på et sjokk i utenlandske priser blir eksplosive. Det samme kan imidlertid sies om de andre parameterne i lønnsprisdynamikken, som har hatt en mer strukturell karakter, men som selvsagt kan endre seg dersom grunnlaget for koordinert lønnsdannelse forvitrer.

Resultatene fra simuleringen av NAM indikerte at rentedifferansen overfor utlandet kan ha stor effekt på valutakursen på kort sikt. Denne responsen avtar imidlertid raskt, som er konsistent med at tilbudsfunksjonen av valuta er flat på litt sikt. Resultatene indikerer videre at økt nominelt rentenivå kan gi reperkusjoner i andre deler av økonomien, som kan bidra til økt arbeidsledighet.

Et interessant spørsmål for videre overvåking og forskning kan være å undersøke empirisk om prosessen for valutakursen har endret seg relativt nylig. Kanskje på en måte som åpner nye kanaler som pengepolitikken kan benytte. Det er hittil ikke lagt fram dokumentasjon som tyder på dette, så vidt jeg vet.

Mangelen på (forsøk på) slike empiriske arbeider svekker også analyser av samspillet mellom pengepolitikk og lønnsdannelse som legger til grunn av valutakursen avhenger av innenlandsk inflasjon. Det kan bidra til mer forvirring enn godt er, særlig hvis en underveis glemmer bort at under et regime med flytende kurs må man være forberedt på det meste: Både 10 prosent appresiering og 10 prosent depresiering kan inntreffe igjen, med eller uten tilknytning til innenlandsk inflasjon.

## A Vedlegg: Datadefinisjoner og empiriske resultater

For oversiktens skyld er variablene som inngår i de empiriske ligningene oppsummert i Tabell 2, se også Nymoen og Bårdsen (2023).

Tabell 2: Variabeldefinisjoner.

Symbol	Definisjon	Navn i NAM database
$v_t$	log av I-44 valutakursindeks	CPIVAL
$p_t$	log av KPI	CPI
$p_{jae,t}$	log av KPIJAE	CPIAET
$p_t^u$	log av KPI i markedsland	PCKONK
$\bar{r}_t$	Norsk pengemarkedsrente	RSH
$\bar{r}_t^u$	Utenlandsk pengemarkedsrente	RSW
$r_t$	$\bar{r}_t - \Delta_4 p_t 100$	
$r_t^u$	$\bar{r}_t^u - \Delta_4 p_t^u 100$	
$r_{nb,t}$	Styringsrente	RNB
$p_{oil,t}$	Log av oljepris i USD	SPOILUSD
$paw_t$	Log av global aksjekursindeks	PAW
$U_t$	Ledighetsprosent	UAKU

### Test av PPP

I hovedteksten skiller det (i likhet med litteraturen) mellom tre versjoner av PPP-hypotesen: «Svak-relativ PPP», «Relativ PPP» og «Modifisert svak-relativ PPP». Jeg gjengir her testresultatene for de tre versjonene av PPP.

#### *Svak-relativ PPP*

Hypotesen om svak relativ PPP kan testes på flere måter. En framgangsmåte, som er logisk konsistent med forståelsen av PPP som en systemegenskap, er å benytte multivariat kointegrasjonsanalyse, Bårdsen og Nymoen (2014, Kapittel 11). Vi undersøker da tidsserieegenskapene til vektoren  $\mathbf{y}_t$  som har  $v_t$  og  $(p_t^u - p_t)$  som elementer. Vi antar at variablene er ikke-stasjonære, integrert av grad 1, i samsvar med de faktiske tidsrekkeegenskapene. Med symboler:  $\mathbf{y}_t \sim I(1)$

Testen tar utgangspunkt i en autoregressiv modell som på forenklet form kan skrives:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi} \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A} \Delta \mathbf{y}_{t-1-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (21)$$

der  $\mathbf{\Pi}$  og  $\mathbf{A}$  er matriser med koeffisienter og  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  er vektor med to normalfordelte restledd som elementer.

For at (21) skal være en balansert ligning, med stasjonære variable på begge sider av likehetstegnet må det eksistere en matrise  $\boldsymbol{\beta}$  med kointegrasjonsparametere slik at:

$$\mathbf{e}_t \equiv \boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_t \sim I(0) \quad (22)$$

Men for at dette skal være teoretisk mulig, må matrisen  $\mathbf{\Pi}$  ha rang lik 1. Rang lik 0 impliserer fravær av kointegrasjon, og rang lik 2 er logisk inkonsistent med antakelsen om  $\mathbf{y}_t \sim I(1)$ .

En anerkjent test av hypotesen om rang lik 0 (eller høyere) er kjent som Trase-testen, Johansen (1991). I implementeringen av Trase-testen benyttet jeg en VAR med fire lag, og med konstantledd i begge ligninger. Resultatene i 3 viser at det ikke støtte for å forkaste

Tabell 3: Kointegrasjonstest av relativ PPP. Utvalgsperiode 2001(1)-2023(4).

$H_0$ : rang $\mathbf{\Pi} \leq$	Trase-test	p-verdi
0	7,3623	0,54
1	2,0358	0,15

rang = 0. Det vil si at det ikke er støtte for kointegrasjonsformen av relativ PPP, som i hovedteksten ble omtalt som svak (form av) relativ PPP.

*b) Relativ PPP*

Relativ PPP blir også noen ganger presisert til at depresieringsraten kan predikeres ved å betinge på  $(\Delta p_t - \Delta p_t^u)$ , slik som antydnet i ligning (5) ovenfor. Denne versjonen av relativ PPP hypotesen støttes ikke av en av de nevnte typiske egenskapene til nominell valutakurs, nemlig at depresieringsraten er lavt korrelert med andre makroøkonomiske variabler. Men vi kan likevel teste hypotesen på våre data ved å estimere en ADL-modell for  $\Delta v_t$  der vi tar med fire lag av  $\Delta v_t$  og  $(\Delta p_t - \Delta p_t^u)$ .<sup>14</sup>

Resultatene er imidlertid slik vi ville forvente ut fra de typiske egenskapene: Hverken  $(\Delta p_t^u - \Delta p_t)$  eller noen av laggene er signifikante forklaringsvariabler. Testen av den sammensatte hypotesen om alle fem variable er insignifikante forkastes ikke, men god margin (F-testen blir 1,01 med p-verdi 0,41).

*c) Utvidet svak-relativ PPP*

Hypotesen i (6) i hovedteksten kan også testes ved hjelp av en Trase-test. Elementene i  $\mathbf{y}_t$  er da  $v_t$ ,  $(p_t^u - p_t)$  og  $(r_t - r_t^u)$  slik de er definert i Tabell 2.

Tabell 4: Kointegrasjonstest av utvidet-relativ PPP. Utvalgsperiode 2001(1)-2023(4).

$H_0$ : rang $\mathbf{\Pi} \leq$	Trase-test	p-verdi
0	46,9	0,00
1	8,19	0,45
2	1,21	0,27

I motsetning til i Tabell 3 forkastes null-hypotesen om rang = 0. Hypotesen om rang mindre eller lik 1 forkastes derimot ikke. Konklusjonen er dermed at  $\mathbf{\Pi}$  kan faktoriseres som:

$$\mathbf{\Pi} = \mathbf{\alpha}\mathbf{\beta}' \tag{23}$$

der  $\mathbf{\beta}$  en  $3 \times 1$  vektor med kointegrasjonsparametere og  $\mathbf{\alpha}$  er en  $3 \times 1$  vektor med tilpassningskoeffisienter.

Langsiktig prishomogenitet innebærer at koeffisientene til både  $v$  og  $(p^u - p)$  er +1 i kointegrasjonsvektoren. Dette er en testbar hypotese, og den forkastes ikke (p-verdien er 0,76).

<sup>14</sup>Bårdsen og Nymoen (2011, Kapittel 11) inneholder en introduksjon til dynamiske regresjonmodeller, og ADL modeller spesielt.

Det empiriske motstykket til den stasjonære lineære kombinasjonen av I(1) variablene i (22) blir:

$$\hat{\epsilon}_t \equiv \hat{\beta}' \mathbf{y}_t = v_t + (p^u - p)_t - 0,55(r - r^u)_t \sim I(0) \quad (24)$$

der  $-0,55$  er den koeffisienten til rentedifferansen som ble estimert da den nevnte homogenitetsrestriksjonen ble pålagt. Den empiriske vesjonen av den kointegrerte VARen blir:

$$\begin{pmatrix} \Delta v_t \\ \Delta(p^u - p)_t \\ \Delta(r - r^u)_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0,001 \\ -0,0006 \\ 0,53 \end{pmatrix} \hat{\epsilon}_{t-1} + \text{resten av ligningen} \quad (25)$$

Det er to resultater som motsier hypotesen om at

$$v = (p - p^u) - (r - r^u)$$

er en holdbar langsiktssammenheng for valutakursen.

For det første har den estimerte koeffisienten til rentedifferansen feil fortegn.

For det andre ser vi at tilpasningskoeffisienten til  $\Delta v_t$  i (25) er svært liten i tallverdi. Den er også statistisk insignifikant. Samme merknad gjelder tilpasningskoeffisienten til  $\Delta(p^u - p)_t$ . Det er bare tilpasningskoeffisienten til  $\Delta(r - r^u)_t$  som er numerisk og statistisk signifikant (t-verdi på 4,13).

Oppsummeringsmessig har vi altså en viss støtte for at realvalutakursen kointegrerer med rentedifferansevariabelen (der det er spørsmål om en koeffisient med riktig fortegn lar seg estimere). Men kointegrasjonssammenhengen har ingen forklaringskraft for depresieringsraten.<sup>15</sup>

## Test av UIP

Vi tar utgangspunkt i følgende ligning mellom forventet depresiering og rentedifferanser mellom Norge og utlandet:

$$\Delta v_t^e = a + \sum_{i=0}^2 b_i (\bar{r}_{t-i} - \bar{r}_{t-i}^u) + c I_t + \epsilon_{v,t} \quad (26)$$

der  $\Delta v_t^e$  symboliserer forventet depresieringsrate. Valutamarkedet er kjennetegnet ved rask tilpasning til ny informasjon slik at to lags i rentedifferansen burde være tilstrekkelig for å fange opp variasjon i depresieringsforventningene.  $I_t$  symboliserer en (vektor med) indikatorvariabler (dummier) og  $c$  representerer de tilhørende koeffisientene).  $\epsilon_{v,t}$  er et restledd som vi antar er hvit-støy og ukorrelert med rentedifferansene.

UIP-hypotesen impliserer at en flere av  $b_0$ - $b_2$  koeffisientene er statistisk signifikante i modellen (26).

Venstresidevariabelen i (26) er uobserverbar. Men ved å anta:

$$\Delta v_t^e = \Delta v_t - \text{forventningsfeil}_t$$

---

<sup>15</sup>Videre tester viser at både valutakurs og prisforholdet kan karakterises som svakt eksogene variabler for estimering av langsiktsrelasjonen.

ser vi dette er analogt med at det er målefeil i den avhengige variabelen. Dermed kan vi erstatte  $\Delta v_t^e$  med  $\Delta v_t$ , og estimere modellen:

$$\Delta v_t = a + \sum_{i=0}^2 b_i(\bar{r}_{t-i} - \bar{r}_{t-i}^u) + cI_t + \varepsilon_{v,t} \quad (27)$$

der feilleddet  $\varepsilon_{v,t}$  er summen av  $\epsilon_{v,t}$  og forventningsfeilen.

En re-parameterisering av (27) er:

$$\Delta v_t = a + \sum_{i=0}^1 b_i^\dagger \Delta(\bar{r}_{t-i} - \bar{r}_{t-i}^u) + d(\bar{r}_{t-1} - \bar{r}_{t-1}^u) + bI_t + \varepsilon_{v,t} \quad (28)$$

der spesielt  $d = b_0 + b_1 + b_2$  slik at UIP-hypotesen om sammenheng mellom rentedifferanse og depresiering kan testes ved å teste  $H_0: d = 0$  mot  $H_1: d \neq 0$ .

Operasjonaliseringen av variablene er den samme som er nevnt ovenfor:  $v_t$  er logaritmen til I-44 indeksen.  $\bar{r}_t$  er norsk pengemarkedsrente, og  $\bar{r}_t^u$  er pengemarkedsrente hos Norges handelspartnerere.

Modellen i hovedteksten ble estimert i *Autometrics* i PcGive med bruk av opsjonen «Impulse Indicator Saturation (IIS)», se Doornik (2009), Hendry og Doornik (2014), Doornik og Hendry (2022, Kapittel 6 og 14.8). Det vil si at algoritmen for automatisk variabelvalg starter fra en modell der det er en indikatorvariabel for hvert kvartal i estimeringsperioden («saturation»).

Algoritmekjøringen som resulterte i ligning (10) som endelig modell, var kalibrert for å oppnå Type-I feil på 1 % ( $\alpha = 0.01$  i notasjonen som benyttes i *Autometrics*).

Johansen og Nielsen (2009) analyserte de statistiske egenskapene til *Autometrics* med IIS og karakteriserte den som en robust estimeringsmetode for regresjonsmodeller. De foreslo termen OLS-IIS estimator for denne metoden.

Som alltid ved empirisk modellering er det viktig å benytte tester som kan avdekke residual feilspesifikasjon. Tabell 5 viser resulater for feilspesifikasjonstester som er standard i litteraturen. En samlet framstilling på norsk finnes i Bårdsen og Nymoen (2011,

Tabell 5: Feilspesifikasjonstester for modelligning (10), som også gjelder for (11).

Navn på test	Fordeling under $H_0$	Test-verdi	p-verdi
AR 1-5:	F(5,80)	0.600	[0.70]
ARCH 1-4:	F(4,84)	2.04	[0.10]
Normalitet:	$\chi^2(2)$	1.98	[0.37]
Hetero-X:	F(5,81)	1.12	[0.36]
RESET:	F(2,83)	0.261	[0.77]

Kapittel 8). For ordens skyld tar vi likevel med en kort beskrivelse her:

AR 1-5 test:	Autoregressiv residual autokorrelasjon, Godfrey (1978).
ARCH 1-4 test:	Autoregressiv betinget heteroskedastisitet, Engle (1982).
Normality test:	Ikke-normalitet, Doornik og Hansen (2008).
Hetero-X test:	Heteroskedastisitet, White (1980).
RESET test:	Ikke-linearitet, Ramsey (1969).

## Valutakurslikning til NAM-analysen av empiriske responser

Som nevnt i hovedteksten ble ligning (19) estimert med å inkludere flere forklaringsvariabler enn tilfellet var for estimeringen av ligning (10) og (11) i Test av UIP avsnittet. Konkret: Endringen i oljeprisen  $p_{oil,t}$  og i aksjekursindeksen  $paw_t$  (over tre år), og den laggede realvalutakursen  $rex_t = v_t + p_t^u - p_t$ .

Som (19) ovenfor viser, kom ikke  $rex_{t-1}$  med i den endelige modelligningen. Hvis den likevel legges til (19), sammen med et konstantledd, blir koeffisienten estimert til  $-1,8$ . Med log-skala for venstresidevariabelen tilsvarer det en koeffisient lik  $-0,018$ , med t-verdi  $-0,8$ .

## B Teoretisk hovedkursmodell

I dette vedlegget dokumenteres den teoretiske modellen som er simulert i avsnitt 3.

Modellen har ni endogene variabler som er elementer i vektoren  $\mathbf{y}_t$ :

- $y_1$  = Importpris i utenlandsk valuta  $pi^u$ .
- $y_2$  = produktivitet i sektor 1,  $z_1$ .
- $y_3$  = produktivitet i sektor 2,  $z_2$ .
- $y_4$  = Produktpris i sektor 1 i utenlandsk valuta,  $q_1^u$ .
- $y_5$  = Lønn i sektor 1,  $w_1$ .
- $y_6$  = Lønn i sektor 2,  $w_2$ .
- $y_7$  = Produktpris i sektor 2,  $q_2$ .
- $y_8$  = Konsumprisindeks,  $p$ .
- $y_9$  = Valutakurs,  $v$ .

Modellen kan dermed skrives ved hjelp av matrisenotasjon:

$$\mathbf{A}_{s0}\Delta\mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi}_s\mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=0}^{p-1} \mathbf{A}_{si+1}\Delta\mathbf{y}_{t-1-i} + \mathbf{c}_s + \boldsymbol{\varepsilon}_{st}, \quad (29)$$

$\mathbf{c}_s$  er en vektor med konstanter og  $\boldsymbol{\varepsilon}_{st}$  inneholder tilfeldige variabler som antas være normalfordelte og innbyrdes ukorrelerte.  $\boldsymbol{\varepsilon}_{st}$  antas dessuten ukorrelert med både tidligere og senere daterte vektorer med tilfeldige variabler.

(29) er modellen på strukturform (angitt ved s-fotskriften til matrisene). Vi antar at matrisen med simultane koeffisienter  $\mathbf{A}_{s0}$  er inverterbar. Den reduserte formen til (29) er dermed:

$$\Delta\mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi}\mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=0}^{p-1} \mathbf{\Gamma}_i\Delta\mathbf{y}_{t-1-i} + \mathbf{c} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (30)$$

der sammenhengene mellom matrisene er:

$$\begin{aligned} \mathbf{\Pi} &= \mathbf{A}_{s0}^{-1}\mathbf{\Pi}_s, \\ \mathbf{\Gamma}_i &= \mathbf{A}_{s0}^{-1}\mathbf{A}_{si}, \\ \mathbf{c} &= \mathbf{A}_{s0}^{-1}\mathbf{c}_s, \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t &= \mathbf{A}_{s0}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{st}. \end{aligned}$$

For å matche de typiske egenskapene til tidsserier for valutakurs, lønninger og priser, antar vi at variabelene i  $\mathbf{y}_t$  er ikke-stasjonære, integrert av orden  $I(1)$ . Siden vi ønsker å

betrakte (30) som en data generende prosess (dgp) må derfor  $\mathbf{\Pi}$  ha redusert rang. Men dersom rangen ikke er null kan  $\mathbf{\Pi}$  faktoriseres (på samme måte som i PPP-testen ovenfor):

$$\mathbf{\Pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'$$

I den teoretiske modellen med lønnsleder og -følger har  $\mathbf{\Pi}$  rang lik tre, som tilsvarer tre langsiktsammenhenger;

1. Lønnsandelen i den sektoren der frontfaget ligger er stasjonær,  $I(0)$ :

$$y_{5t} - (y_{4t} + y_{9t}) - y_{2t} \sim I(0)$$

2. Relativlønna mellom sektor 1 og sektor 2 er stasjonær,  $I(0)$ :

$$y_{5t} - w_{6t} \sim I(0)$$

3. Lønnsandelen i den sektoren der følgerfaget er plassert er stasjonær,  $I(0)$ :

$$w_{6t} - q_{7t} - z_{3t} \sim I(0)$$

(30) er dermed en kointegrert VAR.

I simuleringene er det benyttet 2. ordens dynamikk, som tilsvarer  $p = 2$  i uttrykkene ovenfor. Den reduserte formen for nivå-vektoren  $\mathbf{y}_t$ :

$$\mathbf{y}_t = (\boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}' + \mathbf{I} + \boldsymbol{\Gamma}_1)\mathbf{y}_{t-1} - \boldsymbol{\Gamma}_1\mathbf{y}_{t-2} + \mathbf{c} + \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (31)$$

Etter å ha angitt alle elementene i matrisene som inngår (31), og ved å trekke  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ ,  $t = 1, 2, \dots$  tilfeldig fra en multivariat normalfordeling, blir  $\mathbf{y}_t$ ,  $t = 1, 2, \dots$  generert, betinget på gitte initialbetingelser  $\mathbf{y}_0$  og  $\mathbf{y}_{-1}$ .

Tolkningsmessig er det enklest å angi matrisene i strukturformen (29). Det vil også si at vi tillegg til  $\boldsymbol{\beta}$  angir vi matrisen med strukturelle tilpasningskoeffisienter  $\boldsymbol{\alpha}_s$ . Dermed blir  $\mathbf{\Pi}$  gitt ved:

$$\mathbf{\Pi} = \mathbf{A}_{s0}^{-1}\boldsymbol{\alpha}_s\boldsymbol{\beta}'. \quad (32)$$

De kalibrerte matrisene med kointegrasjonskoeffisienter og tilpasningskoeffisienter:

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 1 & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 \\ 0 & -1 & 1 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (33)$$

$$\boldsymbol{\alpha}_s = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ -0.15 & 0 & 0 \\ 0 & -0.2 & 0 \\ 0 & 0 & -0.3 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (34)$$

$\beta$ -matrisen er konsistent med langtidsammenhengene 1-3 rett ovenfor.  $\alpha_s$  er spesifisert slik at lønn i frontfaget  $y_5$  «sørger for» at den første langtidssammenheng opprettholdes. Lønna i følgefaget  $y_6$  reagerer på avvik fra langtidssammenheng nummer to, og produktpris i følgernæringen likevektsjusterer mot lønnsandelen i sekoren (langtidssammenheng nummer 3).

Til sammen gir disse matrisene derfor likevektjusteringsvariablene i ligning (13),(14) og (16) i hovedteksten.

Matrisen med simultane koeffisienter  $\mathbf{A}_{s0}$  er kalibrert på følgende måte:

$$\mathbf{A}_{s0} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0,1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -0,2 & 0 & -0,2 & 1 & 0 & 0 & -0,6 & -0,2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -0,5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0,5 & 1 & -0,5 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}. \quad (35)$$

Kalibreringen av  $\mathbf{A}_{s1}$ -matrisen (som multipliseres med  $\Delta \mathbf{y}_{t-1}$ ):

$$\mathbf{A}_{s1} = \begin{pmatrix} 0,6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,25 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \psi_{vp} & 0,4 & 0 \end{pmatrix} \quad (36)$$

Tallene i rad 4 gir sammenhengen mellom prisvekst utenlands og produktprisvekst i næring 1 (begge i utenlandsk valuta). Rad 5 gir kortstidsdynamikken (utenom likevektsjusteringen) i (13). Rad 8 inneholder koeffisientene i definisjonsligningen for konsumsprisindeksen (15). Rad 9 i de to matrisene gir prosessen til valutakursen:

Autonom prosess for valutakursen  $v_t$ :  $\psi_{vp} = 0$ , ligning (17)

Endogen prosess for valutakursen  $v_t$ :  $\psi_{vp} = 0,3$ , ligning (18)

$\mathbf{c}$ -vektoren har positive tall i alle celler unntatt i den nederste, der det står 0. Dette medfører positiv drift i alle nivåvariablene med unntak av valutakursen ( $y_{9t}$ ).

## Referanser

Akram, Q. F. (2004). Oil prices and exchange rates: Norwegian evidence. *Econometric Journal*, 7, 476–504.

Akram, Q. F. (2020). Oil Price Drivers, Geopolitical Uncertainty and Oil Exporting Curriencies. *Energy Economics*, 89.



- Anundsen, A., T. Krogh, R. Nymoen og J. Vislie (2014). Overdeterminacy and Endogenous Cycles: Trygve Haavelmo's Business Cycle Model. *Meteroeconomica*, 65(3), 460–486.
- Bårdsen, G. og R. Nymoen (2001). Rente og inflasjon. *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 115, 125–148.
- Bårdsen, G. og R. Nymoen (2011). *Innføring i økonometri*. Fagbokforlaget, Bergen.
- Bårdsen, G. og R. Nymoen (2014). *Videregående emner i økonometri*. Fagbokforlaget, Bergen.
- Benedictow, A. og R. Hammersland (2023). Transition Risk of Petroleum Currency. *Economic Modelling*, 128, 106496.
- Bjørnstad, R. (2023). Nei, importert inflasjon trenger ikke gi økte renter. *Dagens Næringsliv*. 3. august.
- Boug, P., T. von Brasch, A. Cappelen, D. Kolsrud, J. Skretting, B. Strøm og T. C. Vigtel (2023). Fiscal policy, macroeconomic performance and industry structure in a small open economy. *Journal of Macroeconomics*, 76.
- Dalnoki, S. (2020). Empirisk modellering av systemet for norsk lønnsdannelse. *Samfunnsøkonomen*, 134(3), 58–69.
- Doornik, J. A. (2009). Autometrics. I Castle, J. og N. Shephard (red.), *The Methodology and Practice of Econometrics*, kapittel 8, side 88—121. Oxford University Press, Oxford.
- Doornik, J. A. og H. Hansen (2008). An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 927–939.
- Doornik, J. A. og D. F. Hendry (2022). *Empirical Econometric Modelling PcGive 16. Volume I*. Timberlake Consultants, London.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, 987–1007.
- Gjelsvik, M. L., R. Nymoen og V. E. Sparrman (2020). Cointegration and Structure in Norwegian Wage Price Dynamics. *Econometrics*, 8, 29.
- Godfrey, L. G. (1978). Testing for Higher Order Serial Correlation When the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46, 1303–1313.
- Haavelmo, T. (1987). Pengepolitikken i et "fritt" kredittmarked. Arbeidsnotat 87/9, Norges Bank.
- Hendry, D. F. og J. A. Doornik (2014). *Empirical Model Discovery and Theory Evaluation. Automatic Selection Methods in Econometrics*. Arne Ryde Memorial Lectures. MIT Press, Cambridge, Mass.
- Hove, S. I., M. P. Johansen og T. C. Vigtel (2022). Lønnsrelasjoner i KVARTS. NOTATER 24, Statistisk sentralbyrå, Statistiscs Norway, Oslo.

- Itskhoki, O. (2021). The Story of the Real Exchange Rate. *Annual Review of Economics*, 13, 423–455.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- Johansen, S. og B. Nielsen (2009). Analysis of the Indicator Saturation Estimator as a Robust Regression Estimator. I Castle, J. L. og N. Shephard (red.), *The Methodology and Practise of Econometrics*. Oxford University Press, Oxford.
- Klovland, J. T., L. Myrstuen og D. Sylte (2021). Den svake norske kronen-fakta eller fiksjon? *Samfunnsøkonomen*, 135(2).
- Kolsrud, D. og R. Nymoen (2014). Macroeconomic Stability or Cycles? The Role of the Wage-Price Spiral. *Australian Economic Papers*, 53(1-2), 41–68. DOI: 10.1111/1467-8454.12020.
- Kolsrud, D. og R. Nymoen (2023). Lønns- og prisdannelsen som stabiliseringsmekanisme i en frontfagsmodell. RAPPORTER/REPORTS 2023/46, Statistics Norway.
- Meese, R. og K. Rogoff (1983). Exchange Rate Model of the Seventies. Do they Fit out or Sample. *Journal of International Economics*, 14, 3–24.
- Mork, K. A. (2024). Hvor utgangspunktet er galest. *Dagens Næringsliv*. 13. mars.
- Natvik, G. J. (2023). Renter og inflasjon—igjen. *Dagens Næringsliv*. 9. august.
- NOU (2023). Utfordringer for lønnsdannelsen og utfordringer for norsk økonomi. Norges offentlige utredninger 2023:30, Departementenes Servicesenter. Informasjonsforvaltningen, Oslo. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2023-30/id3018750/>.
- Nymoen, R. (2019). *Dynamic Econometrics for Empirical Macroeconomic Modelling*. World Scientific, Boston.
- Nymoen, R. og G. Bårdsen (2023). Documentation of NAM. Dokumentasjonsnotat tilgjengelig på <https://normetrics.no/nam/>.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, 31(Series B), 350–371.
- Risstad, M., A. Thodsen, K. A. Thune og S. Westgaard (2023). On the Exchange Rate Dynamics of the Norwegian Krone. *Journal of Risk and Financial Management*, 16, 308. <https://doi.org/10.3390/jrfm16070308>.
- Rødseth, A. (2000). *Open Economy Macroeconomics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Røisland, Ø. (2023a). Frontfagsmodellen og importert inflasjon. *Samfunnsøkonomen*, 137(6), 5–11.
- Røisland, Ø. (2023b). Når kan lønns- og prisspiraler oppstå? Om samspillet mellom pengepolitikken og lønnsdannelsen. *Samfunnsøkonomen*, 137(3), 45–56.

Storesletten, K. (2023). Øk renten—frontfagsmodellen gir pris- og lønsspiral. *Dagens Næringsliv*. 21. mars.

White, J. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817–838.