

**UMA PROJEÇÃO
DO PROCESSO
DE AJUSTAMENTO
DA ECONOMIA PORTUGUESA
COM BASE EM MECANISMOS
DE MERCADO**



ASSOCIAÇÃO INDUSTRIAL PORTUGUESA
CCI - CÂMARA DE COMÉRCIO E INDÚSTRIA

Uma projecção do Processo de Ajustamento da Economia Portuguesa com base em mecanismos de mercado

- ☐ Francesco Franco - Nova School of Business and Economics
- ☐ Tradução da responsabilidade da Direcção de Economia e Informação da AIP-CCI

Fevereiro 2013

Síntese

- ☐ Síntese da responsabilidade da Direcção de Economia e Informação da AIP-CCI

- 1) Este trabalho tem como objectivo estimar a trajectória para a economia portuguesa, baseada no mecanismo de mercado conhecido por “desinflação competitiva” ou “desvalorização interna” que opera quando um país faz um processo de ajustamento dos desequilíbrios externos, numa zona de moeda única ou num sistema de taxa de câmbio fixa.

- 2) O postulado mecanismo baseia-se na pressão exercida pelo desemprego no sentido da descida de salários e preços, que por sua vez recupera a competitividade, e pode ser descrito do seguinte modo:
 - ◆ a perda de competitividade e a deterioração da balança comercial conduz a um aumento do desemprego;
 - ◆ o aumento do desemprego pressiona a descida dos salários nominais;
 - ◆ a descida dos salários nominais reduz o nível geral dos preços;
 - ◆ a redução do nível geral dos preços conduz a uma melhoria da competitividade;
 - ◆ a melhoria da competitividade reequilibra a balança comercial e a balança corrente;
 - ◆ o aumento das exportações diminui a taxa de desemprego.

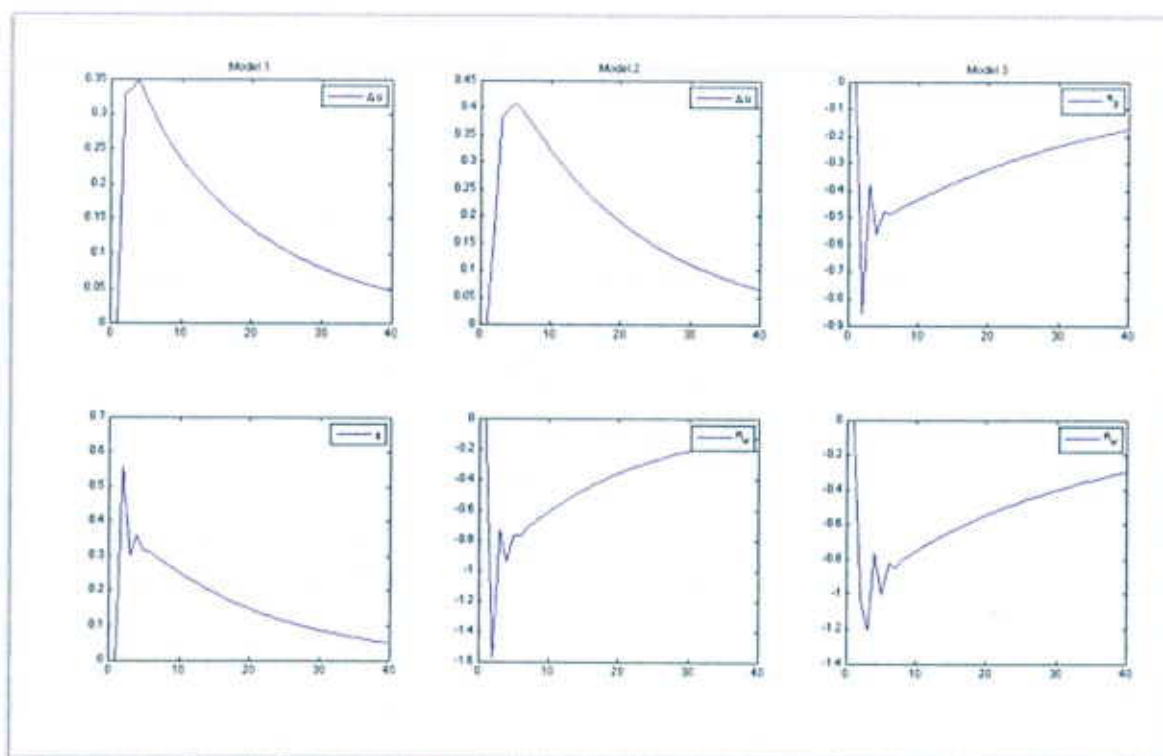
- 3) Este trabalho estima a velocidade do ajustamento deste mecanismo de mercado e apresenta projecções de referência para:
 - ◆ Taxa de desemprego (*INE*) - μ
 - ◆ Inflação (*deflator do PIB*) - π_p
 - ◆ Variação das remunerações do trabalho (*taxa de variação anual do rácio entre o total das remunerações e o número total de empregados*) - π_w
 - ◆ Taxa de câmbio real (*REER-Real Effective Exchange Rate, baseada no deflator do PIB*) - ε

- 4) No trabalho, tendo em vista o objectivo referido, descreve-se a metodologia seguida no exercício que, partindo de uma classe de modelos DGSE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*), apresenta a especificação de um modelo microfundamentado (*a New Keynesian model of a small open economy within a currency union*). É caracterizada a resposta deste modelo económico a vários choques únicos e não antecipados – de produtividade, taxa de juro, oferta de trabalho e consumo externo.

São referidas, no exercício empírico, as simplificações feitas neste modelo (motivos de operacionalidade, e dificuldades postas pela pequena dimensão das amostras de dados reais disponíveis) bem como o caminho seguido até aos modelos estimados. São estimados modelos para o nexos “desemprego-competitividade” (modelo I), para o nexos “remunerações-desemprego” (modelo II) e para o nexos “inflação-remunerações” (modelo III).

- 5) As projecções para as trajectórias do desemprego, competitividade e inflação são referidas na figura I. O ponto de partida da simulação é a situação da economia no quarto trimestre de 2011. Estas projecções têm como premissas que a estrutura da economia não muda e que não ocorrem outros choques (políticas, externos, etc.).

Figura I - Caminho projectado em cada um dos três modelos



A primeira coluna (modelo I) mostra a trajectória projectada para a variação da taxa de desemprego (expressa em taxas trimestrais) e da REER (também expressa em taxas trimestrais). Note-se que a trajectória projectada para a variação no desemprego

utilizando o modelo II, embora maior, não difere substancialmente da trajectória implícita no modelo I. O mesmo se aplica para a trajectória associada à variação das remunerações do trabalho usando os modelos II e III.

- 6) O ajustamento acumulado projectado para os próximos 20 trimestres (5 anos) e próximos 40 trimestres (10 anos) consta do quadro I.

Quadro I - Ajustamento acumulado depois de 20 e 40 trimestres.

Variáveis	20 trimestres	40 trimestres
Taxa de desemprego μ	Modelo I: +4.41 p.p. Modelo II: +5.58 p.p.	Modelo I: +6.07 p.p. Modelo II: +7.86 p.p.
Taxa de câmbio real ε	Modelo I: +4.85 p.p.	Modelo I: +6.6 p.p.
Remunerações π_w	Modelo II: -12.0 p.p. Modelo III: -14.3 p.p.	Modelo II: -16.0 p.p. Modelo III: -22.0 p.p.
Inflação π_p	Modelo III: -8.25 p.p.	Modelo III: -13.0 p.p.

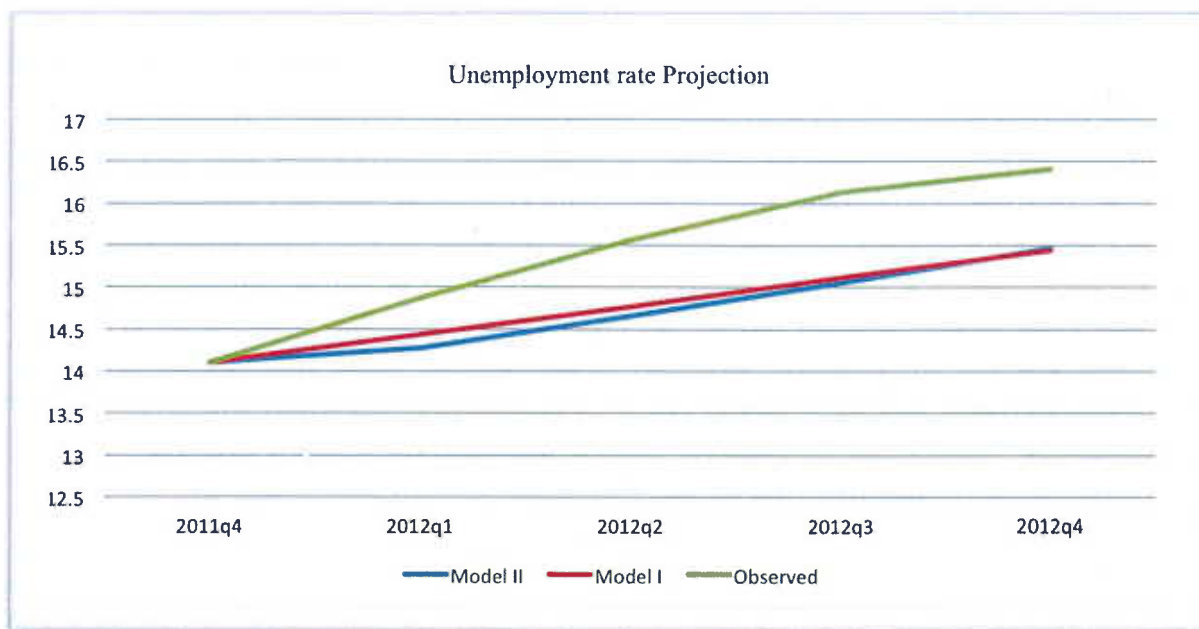
Em presença dos actuais desequilíbrios, no modelo I prevê-se que no nexo “competitividade-desemprego” o ajustamento requererá um aumento do desemprego de cerca de 4.4 p.p. nos primeiros 20 trimestres e de aproximadamente 6.0 p.p. após 40 trimestres.

O modelo II prevê um ajuste semelhante, mas mais forte para a taxa de desemprego, de 5,6 pontos p.p. após 20 trimestres e de cerca de 7.9 p.p., após 40 trimestres. O ajustamento projectado para a competitividade é de 6.6 p.p. após 40 trimestres e para o mesmo período a projecção para a variação das remunerações é de entre – 16.0 p.p. (modelo I).

- 7) Embora os ajustamentos implícitos nos modelos I e II sejam grandes, a taxa de desemprego actual aumentou acima das projecções, como se constata pela trajectória prevista para a taxa de desemprego em comparação com a série actual (Figura II). Isto pode indicar que choques desfavoráveis e políticas continuaram a afectar a economia,

ou que o ritmo de ajustamento durante esta crise é mais rápido do que o estimado indicando uma possível instabilidade dos parâmetros, ou a combinação destas causas.

Figura II - Desemprego – Caminhos projectado e observado



- 8) A interpretação dos resultados requer cautela. Os desafios colocados pela disponibilidade de dados e por questões metodológicas são importantes. As estimativas mostram que dinâmicas coerentes com o mecanismo postulado estão presentes nos dados. Um aumento do desemprego melhora a competitividade, e, esta por sua vez, diminuirá o desemprego. Reconhecidamente a última força parece ser mais fraca do que a primeira, implicando que a melhoria da competitividade só lentamente se traduzirá em melhoria do desemprego.
- 9) De um modo geral o ajuste exigido é grande e persistente, reflectindo a relativa baixa velocidade do mecanismo de ajustamento e os grandes desequilíbrios iniciais. Obviamente acontecerão choques e serão implementadas políticas e o caminho actual será diferente. No entanto, as projecções podem ser interpretadas como um caminho contrafactual, na ausência de novos choques e políticas e, portanto, poderem servir de orientação na elaboração de políticas visando o ajustamento do reequilíbrio externo.

Resumo

A economia portuguesa entrou na crise financeira global com grandes desequilíbrios macroeconómicos externos. Neste trabalho ^{estimo} a velocidade do mecanismo de mercado que opera quando um país faz um processo de ajustamento dos desequilíbrios externos, numa zona de moeda única, conhecido como desinflação competitiva ou desvalorização interna. Apresento ^{estimo} projecções “benchmark” para as dinâmicas da taxa de desemprego, inflação, variação das remunerações do trabalho e taxa de câmbio real. O objectivo do exercício é proporcionar um guia operacional para o decisor político, sem necessariamente tomar posição sobre a natureza das variáveis estimadas: objectivos, metas intermédias, ou indicadores.

Os resultados indicam que tal mecanismo está de facto em curso e que é lento. Começando a projecção a partir do quarto trimestre de 2011 ^{estimo}, após 20 trimestres, um aumento da taxa de desemprego, entre 4 e 6 pontos percentuais, e uma melhoria da taxa de câmbio real de, aproximadamente, 5 pontos percentuais. Obviamente que, acontecerão choques e serão tomadas novas políticas e o caminho actual será diferente. No entanto, as projecções podem ser interpretadas como uma via contrafactual, na ausência de novos choques e políticas e, então, poderem servir de alguma orientação na elaboração de políticas visando o reequilíbrio externo.

INTRODUÇÃO

A economia portuguesa é atingida pela crise financeira global com grandes desequilíbrios macroeconómicos externos. O objectivo deste trabalho é estimar a trajectória baseada no mercado para a economia portuguesa induzida por estes desequilíbrios. A trajectória estimada não é uma predição, mas um caminho de referência que podemos esperar na ausência de choques e políticas. Para realizar esta tarefa temos de estimar o postulado mecanismo macroeconómico que opera quando um país ajusta os desequilíbrios externos inserido numa zona de moeda única. Este mecanismo é conhecido como desinflação competitiva, ou desvalorização interna, e baseia-se na pressão, no sentido da descida, exercida pelo desemprego nos salários e preços, que por sua vez recupera a competitividade. Neste trabalho estimamos a velocidade deste mecanismo de mercado, e apresentamos projecções de referência para as dinâmicas da taxa de desemprego, inflação, variação das remunerações e taxa de câmbio real. O objectivo do exercício é fornecer um guião operacional para o decisor político, sem necessariamente tomar uma posição sobre a natureza das variáveis estimadas: objectivos, metas intermédias ou indicadores.

Competitividade de Portugal

Apresentamos a história recente dos desequilíbrios externos de Portugal na Figura 1 (ver Blanchard 2007 para uma análise mais exaustiva). A narrativa dos desequilíbrios é a seguinte: entre 1995 e 2001, a grande descida da taxa de juro nominal¹ (painel 1) estimulou o aumento da despesa privada (painel 2) financiado com dívida (painel 3). O aumento da procura pressionou o crescimento das remunerações nominais do trabalho que cresceram a uma taxa de 6% ao ano, taxa bem acima da produtividade do trabalho e a inflação (*deflator do PIB*) a aumentar 4% ao ano. O resultado foi uma perda significativa e rápida em termos de competitividade *vis-à-vis* os parceiros da Área Euro (painel 4). Durante e após a recessão de 2002, o crescimento das remunerações do trabalho e da inflação desacelerou, mas não o suficiente, e a competitividade de Portugal continuou, ainda que lentamente, a deteriorar-se face aos outros membros da Área Euro (painel 4). O primeiro painel da Figura 2 mostra que o valor da REER (taxa de câmbio efectiva real) baseada nos ULC (custos unitários do trabalho) *vis-à-vis* o resto da zona do euro, normalizado para 1995=100, era de 83.4 no quarto

¹A redução das taxas de juros pode ser considerada exógena, dado ter sido impulsionada pela convergência para as taxas alemãs. A convergência aconteceu em todos os países periféricos da zona do euro. Na minha tese de graduação, tinha levantado a questão sobre os fundamentos da convergência para as taxas alemãs, em contraposição, a uma média das taxas dos futuros países participantes na Área Euro.

trimestre de 2011, implicando uma perda acumulada de 16.6 pontos percentuais. O valor para o mesmo indicador, baseado no deflator do PIB, foi de 88.3, o que implica uma perda acumulada de 11.8 p.p..

No início da crise financeira global, os desequilíbrios externos de Portugal eram os mais elevados da Área Euro (-110% do PIB na posição do investimento internacional) e a maior parte do défice da balança corrente era financiado e intermediado por bancos de outros membros da Área Euro. Quando a crise atingiu a zona euro, os mercados financeiros questionaram a sustentabilidade da posição externa, as taxas de juros subiram rapidamente e os bancos centrais da Área Euro tiveram que substituir-se aos bancos comerciais no financiamento da balança corrente. Enquanto a fragilidade do sistema financeiro da zona do euro tem de ser resolvida ao nível da área monetária, o reequilíbrio da balança corrente em Portugal, em particular através da melhoria da competitividade que leve a uma balança comercial positiva, tem de ser conduzido a nível nacional.

O reequilíbrio externo é difícil, dados que os graus de liberdade das autoridades portuguesas são limitados: não dispõem de política monetária autónoma, de moeda para desvalorizar e, tendo aceite a condicionalidade para acesso a linhas de crédito externo pela troika, sem discricionariedade na política orçamental. Sem políticas económicas, o ajustamento tem, logicamente, de ser realizado através das próprias forças de equilíbrio do mercado².

O mecanismo baseado no mercado, que opera numa zona de moeda única ou num sistema de taxa de câmbio fixa, para corrigir desequilíbrios externos (na ausência de transferências orçamentais e com reduzida mobilidade laboral / migração do trabalho) é chamado de desinflação competitiva, ou desvalorização interna, e pode ser descrito do seguinte modo:

- a perda de competitividade e a deterioração da balança comercial conduz a um aumento do desemprego;
- o aumento do desemprego pressiona a descida da taxa de crescimento dos salários nominais;
- a descida da taxa de crescimento dos salários nominais repercute-se no nível geral dos preços;
- a redução do nível geral dos preços conduz a uma melhoria da competitividade;
- a melhoria da competitividade reequilibra a balança comercial e a balança corrente;
- o aumento das exportações diminui a taxa de desemprego.

² Num trabalho anterior, considerei que a desvalorização interna era um processo lento, provavelmente por causa de substancial rigidez na descida nominal dos salários e do "poder de mercado" no sector dos bens não transacionáveis, e sugeri uma desvalorização fiscal como uma política para acelerar o processo de ajustamento. Constrangimentos políticos e a incerteza sobre a eficácia quantitativa da desvalorização fiscal levaram Portugal a seguir um caminho, no que respeita à competitividade entre o curto e o médio prazos essencialmente determinado pelas forças próprias do mercado.

O resto do estudo está relacionado com a estimação deste mecanismo. A seguir apresentamos o enquadramento metodológico que seguimos para executar o exercício proposto.

METODOLOGIA

Nas últimas três décadas, ganharam relevo na análise macroeconómica, os modelos de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE). As vantagens teóricas da metodologia DSGE, que ajudam a explicar o seu sucesso, baseiam-se na especificação de modelos macroeconómicos derivados de princípios microeconómicos. A especificação de um modelo com “fundamentação clara em otimização individual” Woodford (2003), implica que os modelos DSGE, ao contrário dos modelos macroeconómicos de previsão mais tradicionais, não estão sujeitos à crítica de Lucas e que as experiências de política podem ser avaliadas em termos de um bem especificado critério de “bem-estar”. Finalmente, durante a última década, a extraordinária melhoria das ferramentas computacionais disponíveis permitiu aos macroeconomistas estimar modelos DSGE. Ainda assim, depois de grandes esforços para desenvolver o seu enquadramento, os modelos DSGE não são considerados muito úteis para a análise de políticas (Chari et al, 2008) e, de certo modo, tem um desempenho insatisfatório na realização de previsões fora da amostra (Edge e Gurkaynak, 2011).

Normalmente, uma análise DSGE começa por definir as características específicas da economia, encontrar uma solução e, por último, estimar a solução. Existem diferentes abordagens numéricas para resolver e estimar modelos DSGE. A aproximação log-linear em torno do estado estacionário é a mais utilizada. As aproximações log-lineares, calculadas usando as condições de optimalidade do problema têm provado ser extremamente úteis no ajuste de modelos DSGE aos dados, porque a solução toma a forma de um modelo de espaço de estados linear cuja verosimilhança pode ser maximizada usando o filtro de Kalman.

Optámos por fazer uma síntese da metodologia DSGE e complementar a sua natureza indutiva com uma abordagem empírica mais prática, a fim de melhorar a especificação e desempenho quantitativo. A abordagem empírica que seguimos parte de uma classe genérica de DSGE, em que por classe de DSGE designamos todas as especificações particulares que conduzem ao mesmo modelo de espaço de estados linear ³. Dentro desta classe particular de DSGE, identificámos os

³ O facto de que muitos modelos de expectativas racionais conduzem à mesma forma reduzida tem sido reconhecido há muito tempo e é chamado equivalência observacional.

choques estruturais fundamentais que explicam os dados. Isto é uma reminiscência da “Structural Vector Autoregressions (SVAR)” approach, um método baseado em dados para estudar as flutuações macroeconómicas que no início era concorrente e, posteriormente, se tornou numa ferramenta complementar do enquadramento DSGE⁴. Trabalhar directamente com a representação de espaço de estados, em contraponto a um SVAR tem na nossa opinião várias vantagens. Primeiro, é metodologicamente coerente com o passo subsequente de estimar os parâmetros estruturais (não foi feito neste trabalho). Segundo, permite analisar uma classe grande de modelos estruturais cuja solução pode ser expressa num modelo VARMA. Terceiro permite mapear facilmente os parâmetros e as equações de restrições cruzadas implícitas no modelo DSGE e verificar se os choques estão identificados⁵.

Em resumo, o primeiro passo da metodologia é o de apresentar um “state of the art” modelo microfundamentado (um modelo novo-keynesiano para uma pequena economia aberta inserida numa união monetária). Contudo, no segundo passo, na parte do exercício empírico, não estimamos os parâmetros “estruturais” do modelo microfundamentado, mas os parâmetros do modelo estatístico implícito. Por isso, o primeiro passo permite ter presente um exemplo coerente e disciplinado para interpretar os dados. O segundo passo, estima um modelo consistente com o primeiro passo, mas também com muitos outros modelos, adicionando uma saudável dose de pragmatismo ao exercício. Um custo desta abordagem é que as estimativas não podem ser utilizadas para a avaliação de políticas. Uma vantagem desta abordagem é a de que o modelo estatístico implícito é consistente com diferentes fundamentos microeconómicos (por exemplo, consistente com diferentes versões sobre o porquê da rigidez dos preços e dos salários). O exercício empírico centra-se na identificação global das elasticidades da forma reduzida e dos choques estruturais de uma classe de DSGE, ao contrário da identificação local dos parâmetros estruturais de um DSGE particular. Os choques estruturais sendo exógenos não são forças modeláveis, tal como as acções políticas, os choques de oferta e os choques de procura⁶.

⁴ As análises SVAR têm sido usadas para proporcionar informação limitada nas propriedades do DSGE. Por exemplo, Christiano e Eichenbaum, identificam choques de política monetária a partir de SVAR e utilizam a informação da resposta da economia ao choque para especificar e estimar os parâmetros do DSGE.

⁵ Uma outra vantagem potencial é que o processo de filtragem para obter informações cíclicas dos dados actuais pode ser mais consistente e transparente, realizando-o directamente, num modelo de espaço de estados linear adequadamente especificado.

⁶ Em caso de interesse por uma análise bem-estar, a identificação dos choques estruturais é também necessária quando a estimação é feita com parâmetros estruturais num DSGE particular.

UM MODELO

Utilizamos o enquadramento de Farhi e Werning (2012), que desenvolveram uma versão incompleta para os mercados financeiros, do modelo de Gali e Monacelli (2005) para uma pequena economia aberta. A esse enquadramento adicionamos a rigidez dos salários nominais como em Erceg, Henderson e Levin (2000) e o desemprego como em Gali (2011), de modo a obter a forma reduzida consistente com o exercício empírico.

Países

Há um contínuo de países indexado por $i \in [0,1]$ com valor um. A pequena economia aberta é denominada “Home” e pode ser considerada como um valor particular $H \in [0,1]$, que toma como dado o resto do mundo que é denominado “Estrangeiro”.

Famílias

“Home” tem um contínuo de famílias indexadas por um par $(h, l) \in [0,1] \times [0,1]$. A primeira dimensão, indexada por h , representa o tipo de serviço laboral em que o membro de uma dada família é especializado. A segunda dimensão, indexada por l , determina a sua desutilidade do trabalho. Esta é dada por χ^{l^ϕ} no caso de estar empregado e zero no caso contrário, em que ϕ determina a elasticidade da desutilidade marginal do trabalho e χ um parâmetro de preferência exógeno. A família procura maximizar a utilidade de todos os seus membros (há uma total partilha de risco entre os membros da família) dada por:

$$\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left[\frac{C_{t+s}^{1-\frac{1}{\sigma}}}{1-\frac{1}{\sigma}} - \chi \int_0^1 \frac{N_{t+s}^{1+\phi}(h)}{1+\phi} dh \right]$$

onde $N_t(h)$ é a oferta de quantidade de trabalho do tipo h oferecida. Trabalhadores que oferecem um serviço laboral de um dado tipo têm algum poder de monopólio no mercado de trabalho, e fixam o salário (nominal) a que estão dispostos a prestar os serviços laborais especializados nas empresas que os procuram. Assume-se que para cada período apenas uma fração $1 - \delta_w$ dos trabalhadores de dado tipo de trabalho, tirada aleatoriamente da população, reotimiza o seu salário nominal fixado. Dada a assunção da total partilha do risco de consumo entre as famílias, todas as famílias reajustando o seu salário num determinado período escolherão o mesmo salário, porque enfrentam um problema idêntico. C_t é um índice composto de consumo definido por:

$$C_t = \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

onde $C_{(H,t)}$ é um índice de consumo de bens nacionais dado por um agregador com elasticidade de substituição constante

$$C_{H,t} = \left[\int_0^1 (C_{H,t}(j))^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

onde $j \in [0,1]$ traduz uma variedade de bens específica. Similarmente, $C_{(F,t)}$ é um índice de consumo de bens importados dado por

$$C_{F,t} = \left[\int_0^1 (C_{i,t})^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$$

Onde $C_{(i,t)}$ é o índice de consumo das variedades de bens importados de um país i dado por:

$$C_t^i = \left[\int_0^1 (C_t^i(j))^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

Assim ε é a elasticidade de substituição entre variedades produzidas num dado país, η é a elasticidade entre produtos nacionais e estrangeiros e γ é a elasticidade entre bens produzidos em diferentes países estrangeiros. O parâmetro α indexa o grau de enviesamento da economia ("Home") e pode ser interpretado como uma medida de abertura. A maximização da utilidade está sujeita a uma sequência de restrições orçamentais da forma:

$$(1 + \tau_{c,t}) \left(\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj + \int_0^1 \int_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj di \right) + B_{t+1} + \int_0^1 B_{i,t+1} di \leq R_{t-1} B_t + \int_0^1 R_{i,t-1} B_{i,t+1} di + \int_0^1 W_t(h) N_t(h) dh + \Pi_t + T_t$$

onde $\tau_{c,t}$ é um imposto proporcional sobre o consumo, $P_{H,t}(j)$ é o preço da variedade doméstica j , $P_{(i,t)}$ é o preço da variedade j importada do país i , W_t é o salário nominal, Π_t representa os lucros nominais e T_t é uma transferência lump-sum. B_{t+1} é o valor nominal de uma obrigação doméstica, R_t é a taxa de juro bruta nominal desta obrigação doméstica, $B_{i,t+1}$ são obrigações do país i na posse das famílias cuja taxa de juro nominal bruta é igual a $R_{i,t}$. A alocação ótima de qualquer dada despesa, dentro de cada categoria de bens, gera as funções de procura:

$$C_{H,t}(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t}$$

$$C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\gamma} C_{F,t}$$

$$C_{i,t}(j) = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{i,t}$$

$P_{H,t} = \left[\int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$, $P_{F,t} = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}$, $P_{i,t} = \left[\int_0^1 P_{i,t}^i(j)^{1-\varepsilon} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ são índices de preços para cada categoria de produtos.

A alocação ótima de despesas em bens transaccionáveis, entre nacionais e estrangeiros, implica

$$C_{H,t} = \left(\frac{P_t}{P_{H,t}} \right)^{\eta} (1 - \alpha) C_t$$

$$C_{F,t} = \left(\frac{P_t}{P_{F,t}} \right)^{\eta} \alpha C_t$$

Onde P_t é o índice de preços no consumidor (IPC), dado pela expressão

$$P_t = \left[(1 - \alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha (P_{F,t})^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

Uma família reajustando o seu salário $W_t^r(h)$ no período t , maximiza a sua utilidade sujeita à seguinte restrição orçamental e à procura de serviços laborais

$$N_{t+k|t}(h, j) = \left(\frac{W_t^r(h) \omega_{t,t+k}}{W_{t+k}} \right)^{-\varepsilon_w} N_{t+k}(j)$$

Onde $W_t = \left[\int_0^1 W_t(h)^{1-\varepsilon_w} dh \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}}$ é um índice salarial agregado e $\omega_{t,t+k}$ é

$$\omega_{t,t+k} = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ \prod_{s=0}^{k-1} \pi_{t+s}^{\rho} & k \geq 1 \end{cases}$$

e denota o grau de indexação dos salários à inflação passada para as famílias que não podem ajustar optimamente o salário⁷. A oferta marginal de trabalho do tipo h (empregado ou desempregado) que é representada por $L_t(h)$ é implicitamente dada por

$$W_t(\lambda) = P_t \chi_t C_t^\sigma L_t(\lambda)^\phi (1 + \tau_{c,t})$$

Empresas

A economia é composta por um sector transaccionável. Há um contínuo de empresas indexado por $j \in [0,1]$, cada uma das quais produz um bem diferenciado, utilizando a seguinte tecnologia:

$$Y_t(j) = A_{H,t} N_t(j)$$

onde $Y_t(j)$ é o output do bem j , $A_{H,t}$ é um parâmetro exógeno relativo à tecnologia e $N_t(j)$ é um índice do input trabalho utilizado pela empresa i e definido por

$$N_t(j) = \left[\int_0^1 N_t(j, h)^{\frac{\varepsilon_w - 1}{\varepsilon_w}} dh \right]^{\frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1}}$$

onde $N_t(j, h)$ é a quantidade de trabalho do tipo h utilizada pela empresa i no período t . O parâmetro ε_w representa a elasticidade de substituição entre tipos de trabalho. O quadro da procura para cada tipo de trabalho é obtido pela minimização do custo

$$N_t(j, h) = \left(\frac{W_t(h)}{W_t} \right)^{-\varepsilon_w} N_t(j)$$

para todo $j, h \in [0,1]$, onde $W_t(h)$ é o salário nominal para o tipo de trabalho h e $W_t = \left[\int_0^1 W_t(h)^{1-\varepsilon_w} dh \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}}$ um índice salarial agregado.

Todas as empresas enfrentam um quadro de procura iso-elástica (especificada abaixo). As empresas pagam uma contribuição social, na forma de um imposto proporcional, $\tau_{w,t}$, sobre a massa salarial, sendo o seu custo marginal real, deflacionado pelos preços internos PPI, dado pela expressão:

$$MC_t = \frac{1 + \tau_{w,t}}{A_{H,t}} \frac{W_t}{P_{H,t}}$$

⁷ A indexação está presente de modo que a variação das remunerações é uma variável de estado e não uma variável de controle de forma coerente com o observado nos dados abaixo. A motivação é puramente empírica e ilustra o tipo de fundamentos microeconómicos que são por vezes incorporados em DSGE, a fim de melhorar a sua adequação.

Finalmente, cada empresa pode ajustar o seu preço com probabilidade $1-\delta_p$ num dado período, independentemente do tempo decorrido desde o último ajustamento.

As empresas que ajustam o seu preço escolhem um preço ajustado P^r tal que

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\delta_p)^k \{ \psi_{t,t+k} Y_{t+k|t}(j) (P_t^r(j) - P_{H,t+k}(j) MC_{t+k}) \}$$

onde

$$Y_{t+k|t}(j) = \left(\frac{P_t^r(j) \xi_{t,t+k}}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+k}$$

$\psi_{t,t}$ é um factor de desconto estocástico e $\xi_{t,t+k}$ é

$$\xi_{t,t+k} = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ \prod_{s=0}^{k-1} \pi_{H,t+s}^{\rho} & k \geq 1 \end{cases}$$

que representa o grau de indexação dos preços à inflação passada.

Preços Internacionais

A taxa de câmbio real é $Q_t = \frac{P_t^*}{P_t}$ onde $P_t^* = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}$

E os termos de troca são $S_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} = \left(\int_0^1 S_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$

Onde $S_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{H,t}}$

Condições Agregadas

Dada a estrutura salarial assumida, a evolução do índice salarial agregado é dada por:

$$W_t = [\delta_w W_{t-1}^{1-\varepsilon_w} + (1 - \delta_w) (W_t^r)^{1-\varepsilon_w}]^{\frac{1}{1-\varepsilon_w}}$$

enquanto a assumida estrutura de estabelecimento dos preços implica

$$P_t = [\delta_p P_{t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \delta_p)(P_t^*)^{1-\varepsilon}]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

O equilíbrio (“market clearing”) no mercado de bens transacionáveis requer:

$$Y_{H,t}(j) = C_{H,t}(j) + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di$$

em todos os períodos.

Definindo o agregado output como $Y_{H,t} = \left(\int_0^1 Y_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$

tem-se

$$Y_{H,t} = \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} \left[(1 - \alpha) C_t + \alpha \int_0^1 (Q_t^i)^\eta (S_{i,t} S_{i,t}^i)^{\gamma-\eta} C_t^i di \right]$$

O equilíbrio (“market clearing”) no mercado de trabalho requer:

$$N_t = \frac{Y_t}{A_{H,t}} \int_0^1 \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} dj$$

O agregado força de trabalho é dado por

$$L_t = \left((1 + \tau_{c,t})^{-1} x^{-1} \frac{W_t}{P_t} C_t^{-\sigma} \right)^{\frac{1}{\phi}} \int_0^1 \left(\frac{W_t(\lambda)}{W_t} \right)^{\frac{1}{\phi}} d\lambda$$

e o desemprego é

$$U_t = L_t - N_t$$

Política Orçamental

É assumido que a autoridade fiscal reembolsa rendimento fiscal para as famílias

$$\tau_{c,t} C_t + \tau_{w,t} W_t N_t = T_t = \int_0^1 T_t(h) dh$$

Política Monetária

O banco central tem uma política monetária comum para todos os países, respondendo apenas a variáveis agregadas (U), que é representada por uma regra de Taylor

$$R_t^* = \bar{R} \left(\frac{P_t^U}{P_{t-1}^U} \right)^{\phi_p}$$

onde ϕ_p indica o coeficiente de feedback associado ao gap de inflação na União Monetária (em que se assume uma meta igual a zero). Dado o foco na economia “Home”, a política de taxa de juro é exógena. Finalmente, a taxa de juro nominal é igual à taxa de juro mais um prêmio de risco relacionado com a posição externa líquida NFA :

$$R_t = \bar{R} + \Psi \left(e^{\left(\frac{NFA_t}{P_t} - \frac{NFA}{P} \right)} - 1 \right)$$

CHOQUES

Para fazer a correspondência entre o modelo teórico e o exercício empírico apresentado abaixo, identificámos a resposta do modelo económico a vários choques exógenos únicos e não antecipados. Assumimos que inicialmente a economia está num estado estacionário determinista simétrico e considere choques de produtividade $\{A_{H,t}\}_{t \geq 0}$, de taxa de juro $\{\bar{R}_t\}_{t \geq 0}$, de oferta de trabalho $\{X_t\}_{t \geq 0}$ e do consumo externo $\{C_T^*\}_{t \geq 0}$. Focámo-nos na resposta das quatro variáveis que usamos na estimação, nomeadamente, π_w , π_p , U/L e S . As Figuras 3-6 mostram as respostas das quatro variáveis a cada um dos choques.

O choque de produtividade (Figura 3) tem um efeito deflacionista sobre os preços finais e salários, aumenta o desemprego e melhora os termos de troca. Denominamos este choque como choque de oferta. A Figura 4 mostra a IRFS ao choque da taxa de juro (redução da taxa). O choque é inflacionista e expansionista, pois diminui o desemprego e melhora os termos de troca. As Figuras 5 e 6 mostram a IRFS para a oferta de trabalho (uma diminuição em χ) e consumo externo (um aumento). Os efeitos são qualitativamente similares aos do corte da taxa de juro, excepto na resposta inicial da inflação, no caso do choque de oferta de trabalho. Denominamos estes três choques como choques de procura.

Quando o exercício é realizado utilizando valores-padrão para os parâmetros, a forma, e por vezes, o sinal da resposta, depende dos valores desses mesmos parâmetros. Nesta configuração dos

parâmetros, o choque de oferta comanda um co-movimento positivo, entre desemprego e termos de troca, enquanto os três choques de procura comandam um co-movimento negativo entre as mesmas duas variáveis. A nossa análise limitada sobre a caracterização dos choques reflete o âmbito ilustrativo do modelo, mas ainda assim permite a interpretação disciplinada dos resultados empíricos a indicados a seguir.

ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A abordagem empírica começa com duas simplificações do modelo DSGE anteriormente apresentado. Primeiro, trabalhamos com uma versão log-linearizada do modelo, que permite a utilização de “econometrics” lineares e facilita a interpretação dos parâmetros da forma reduzida como elasticidades. Segundo, focalizámo-nos na parte da oferta do modelo e reduzimos o bloco da procura a uma equação, de modo a reduzir o número de parâmetros a serem estimados incidindo apenas nas elasticidades relevantes para o mecanismo da desvalorização interna. Na prática necessitamos também de reduzir o lado da oferta do modelo devido ao pequeno número de observações para a economia portuguesa.

Modelo log-linear

Começamos por apresentar o modelo log-linear e as dinâmicas implicadas pelos diferentes tipos de choques. O bloco da oferta do modelo DSGE pode ser aproximado em torno do estado estacionário pela curva de Phillips dos salários, curva de Philips dos preços de produção e a definição do IPC (ver anexo):

$$\pi_t^w - \gamma_w \pi_{t-1}^c = \beta(\pi_{t+1}^w - \gamma_w \pi_t^c) - K_w(u_t - u_t^\eta) + z_t^w$$

$$\pi_t^p - \gamma_p \pi_{t-1}^p = \beta(\pi_{t+1}^p - \gamma_p \pi_t^p) + K_p((\pi_t^w - \pi_t^c) + (1 - \alpha)(\pi_t^* - \pi_t^p)) + z_t^p$$

$$\pi_t^c = \alpha \pi^p + (1 - \alpha) \pi_t^*$$

onde as letras pequenas são desvios percentuais da variável relevante em relação ao seu estado estacionário, i.e.

$$\pi_t^w = \frac{\Pi_{w,t} - \bar{\Pi}_w}{\bar{\Pi}_w}$$

os parâmetros são convoluções dos parâmetros do modelo e z_t^w, z_t^p são variáveis latentes exógenas cuja interpretação é precisada abaixo.

O bloco da procura é reduzido a uma única equação, que liga o gap da taxa de desemprego com os termos de troca, enquanto todos os outros termos são agregados numa variável latente, z_t^u :

$$u_t - u_t^n = -\theta (\pi_t^* - \pi_t^p) + z_t^u$$

Assumimos também que inflação dos preços internacionais é determinada por um processo exógeno z_t^s :

$$\pi_t^* = z_t^s$$

Finalmente, assume-se que as variáveis de estado latentes exógenas seguem um processo autoregressivo:

$$Z_t = \psi Z_{t-1} + E_t$$

onde $Z_t = [z_t^w, z_t^p, z_t^s, z_t^u]'$, ψ uma matriz diagonal com todas as raízes no círculo unitário e $E_t = [\eta_t^w, \eta_t^p, \eta_t^s, \eta_t^u]'$ são choques estruturais para o modelo. Os choques estruturais, são forças exógenas, não modeláveis, tal como as acções de política ou choques de oferta e os choques de procura. Os choques estudados neste modelo DSGE, são um exemplo do tipo de micro fundamentação que é geralmente usada para os interpretar. Temos relutância em atribuir aos choques microfundamentados um papel maior do que serem exemplos disciplinados. No entanto, identificamos a resposta do modelo económico a vários choques únicos não antecipados contidos em E_t . Para o efeito, precisamos de resolver a aproximação log-linear e exprimir a solução no seguinte modelo de espaço de estados:

$$s_{t+1} = P(\vartheta)s_t + Q(\vartheta)z_t$$

$$z_t = N(\vartheta)z_{t-1} + \eta_t$$

$$y_t = R(\vartheta)s_t + S(\vartheta)z_t$$

onde s_t é um vector contendo as variáveis de estado endógenas $\{\pi_t^w, \pi_t^c, \pi_t^p\}$, z_t um vector que contém as variáveis de estado exógenas induzidas pelos choques estruturais η_t , e y_t é um vector que contém a variável de controlo $\{u_t\}$. $P(\vartheta)$ e $Q(\vartheta)$ são matrizes invariantes no tempo, cujos os elementos

$\vartheta = \vartheta(\theta)$ dependem normalmente não linearmente de um vector θ que contem os parâmetros estruturais descrevendo as preferências, tecnologias e políticas públicas especificadas no DGSE.

O primeiro painel da Figura 7 mostra a resposta ao impulso η^u que gera o mecanismo da oferta: maior desemprego conduz a salários mais baixos que diminuem os custos marginais, e consequentemente, preços mais baixos melhorando a competitividade. O segundo painel da Figura 7 mostra a resposta ao impulso dado pelos outros três choques $\{\eta_t^w, \eta_t^p, \eta_t^s\}$ que geram o mecanismo da procura: um aumento dos salários, um aumento dos preços finais ou uma diminuição dos preços internacionais diminuiu a competitividade e aumenta o desemprego.

A magnitude e a persistência da resposta das variáveis endógenas aos choques estruturais, as funções impulso resposta (Impulse Response Functions) transmitem informação sobre as várias elasticidades relevantes para medir a força do mecanismo em estudo. Por exemplo, quanto (e por quanto tempo), a taxa de desemprego aumenta para melhorar a competitividade, após um choque negativo. Para avaliar o papel dos choques, precisamos de estimar os parâmetros ϑ do modelo e identificar os choques que é a questão central neste trabalho.

De um ponto de vista teórico, o modelo de espaço de estados é identificado (globalmente) excepto o sinal e a normalização da variância dos choques estruturais. Isto é facilmente demonstrado no Anexo e depende da estrutura especial que a solução do modelo DSGE log-linearizado, juntamente com as suposições do processo de geração de dados das variáveis de estado exógenas, impõe ao modelo de espaço de estados.

Na prática, limitações de dados, como uma amostra pequena, exigem a realização de testes de robustez. A estratégia que consistentemente seguimos é a de gerar dados artificiais do modelo log-linear e testar como podemos identificar choques estruturais e dinâmicas, estimando o mesmo modelo estatístico que usamos com dados observados de Portugal. Simulámos 100 vezes o modelo log-linear, mantendo os quatro choques gerados e as séries temporais para a taxa de desemprego e a taxa de câmbio real. O modelo de espaço de estados simulado é

$$x_{t+1} = A(\vartheta)x_t + B(\vartheta)\eta_t$$

$$A(\vartheta) = \begin{bmatrix} P(\vartheta) & Q(\vartheta) \\ 0 & N(\vartheta) \end{bmatrix}, \quad B(\vartheta) = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

$$x_t = [s_t, z_t]', \quad \eta_t = [\eta_t^u, \eta_t^p, \eta_t^w, \eta_t^s]', \quad \eta_t \eta_t' = I$$

Então estimámos⁸ um modelo de espaço de estados mais pequeno, só com as séries temporais para o desemprego e competitividade, $X_t = [u_t, \pi_t^* - \pi_t, z_t^{SS}, z_t^{DD}]$ e $\eta_t = [\eta_t^{SS}, \eta_t^{DD}]$ com uma estrutura idêntica para A e B de dimensões apropriadas. A mudança para um modelo mais pequeno é motivada pela viabilidade do exercício empírico. Obviamente, com apenas duas séries temporais observadas, só podemos recuperar dois choques estruturais. No entanto, se os choques podem ser agrupados numa "classe de choques", em que uma classe é definida como reagrupamento dos choques que não têm efeitos muito diferentes nas variáveis endógenas, todo o exercício é ainda viável⁹.

A Figura 8 mostra bem como recuperámos os choques numa amostra simulada de 200 observações. No painel do canto superior esquerdo, mostra-se uma realização da η^u , juntamente com a recuperada η^{SS} . No painel do lado superior direito mostra-se uma realização da soma de $\eta^w + \eta^p + \eta^*$, juntamente com a recuperada η^{dd} . O painel inferior esquerdo mostra o histograma da correlação entre η^u e η^{SS} e o painel inferior direito mostra o histograma das correlações entre $\eta^w + \eta^p + \eta^*$ e η^{dd} . A Figura 9 mostra o mesmo exercício usando uma amostra de 64 observações. Interpreto estes resultados como bastante animadores para prosseguir a estimativa com os dados reais.

DADOS

Sublinhamos brevemente algumas das dificuldades e fraquezas deste exercício. A razão é permitir que o leitor tenha uma melhor ideia do que pode ser inferido a partir dos resultados. A série de dados trimestrais para Portugal só começa em 1995 tornando-se um desafio estimar grandes modelos macro. Com quatro desfasamentos e com a amostra a terminar no quarto trimestre de 2011, apenas disponho de 64 observações por série temporal disponível, o que é sem dúvida um número pequeno de observações para qualquer standard.

As simulações referidas acima são animadoras. No entanto, foram realizadas recorrendo a um pequeno modelo, com duas observáveis e duas não observáveis, que contém 11 parâmetros. Para

⁸ A estimativa é obtida por máxima verosimilhança utilizando o filtro de Kalman.

⁹ Para uma discussão mais precisa sobre a exequibilidade de identificar a "classe de choques" quando há mais choques que variáveis no contexto do VAR estrutural ver o apêndice de Blanchard Quah (1989).

estimar o modelo log-linear com as quatro variáveis endógenas necessitaria de estimar 36 parâmetros, uma tarefa inútil com 64 observações. Os dados existentes tornam também difícil (e não foi tentado neste exercício) separar o sector privado do sector público para determinados agregados, tais como o número de empregados, utilizado no cálculo da remuneração por trabalhador. Isto é um entrave, quando o objectivo declarado do exercício é estimar o mecanismo de ajustamento da economia privada.

A Figura 10 apresenta os dados utilizados no exercício empírico. A taxa de câmbio real (REER) utilizada é a taxa de câmbio efectiva real baseada no deflator do PIB. A taxa de desemprego refere-se aos dados brutos publicados pelo INE. A variação das remunerações é a taxa de crescimento anual do rácio entre o total das remunerações dos empregados e o número total de empregados. A inflação é a taxa de crescimento anual do deflator do PIB. A primeira observação é a de que, tanto a taxa de desemprego como a REER mostram forte persistência. Estatisticamente, não podemos rejeitar que ambas as séries tenham uma raiz unitária¹⁰. Por isso, usamos a variação da taxa de desemprego, Δu_t , e a taxa de variação da taxa de câmbio real, $\varepsilon_t = \pi_t^* - \pi_{t-1}$, onde $\pi_t^* = P_t^* - P_{t-1}^*$, $P_t^* = \sum_i^n \omega_{it} P_{it}^*$, $i = \text{euro - parceiros}$, $\omega = \text{pesos Eurostat}$, $p = \ln (P^{GDP})$.

As duas taxas de inflação (*variação das remunerações e deflator do PIB*) parecem ser estacionárias na amostra. Para proceder a algumas conclusões, primeiro apresentamos a evidência por “peças” para a interpretar através da “objectiva” do mecanismo acima descrito. A saber, um nexo competitividade - desemprego, um nexo desemprego - salário, um nexo salário - preço e, finalmente, um nexo preço - competitividade.

NEXO COMPETITIVIDADE – DESEMPREGO

O primeiro modelo que estimámos (Modelo I) é um modelo bivariado contendo a taxa de desemprego e a taxa de câmbio real:

¹⁰ O problema mais importante enfrentado ao aplicar testes de raiz unitária é o seu reduzido tamanho e as “power properties”, isto é, a tendência para sobre rejeitar a hipótese nula quando ela é de facto verdadeira e para sub-rejeitar a hipótese nula quando ela é de facto falsa. Esse problema ocorre por causa da “near equivalence” em processos não-estacionários e estacionários (altamente persistente) em amostras finitas.

$$x_t = [\Delta u_t, \varepsilon_t, z_t^T, z_t^p], \quad \eta_t = [\eta_t^{DD}, \eta_t^{SS}], \quad \eta_t \eta_t' = I$$

Como já referido, a razão de recorrer a um modelo tão reduzido é que já requer a estimação de 11 parâmetros (só temos 64 observações). Para dar uma percepção da informação recuperada no exercício empírico, apresentamos as funções impulso resposta das variáveis endógenas para ambos os choques.

A estrutura imposta identifica um choque que comanda um co-movimento positivo entre desemprego e competitividade, e um segundo choque que exerce um co-movimento negativo mais transitório, entre a taxa de desemprego e a taxa de câmbio real. As Figuras 11 e 12 mostram as Funções Impulso Resposta (sem os intervalos de confiança) juntamente com os dois choques identificados. Para permitir uma melhor compreensão no âmbito do exercício, também gerámos observações artificiais a partir do modelo estimado filtrando um choque de cada vez. Mais precisamente, construímos as formas reduzidas positiva e negativa do nexa entre desemprego e competitividade simulando duas séries temporais usando o modelo empírico e alimentando-o com um choque estrutural identificado de cada vez¹¹. O resultado do exercício é definir uma forma reduzida da procura (DD) e de oferta (SS), as quais são mostradas nas Figuras 13 e 14. A inclinação da SS que obtemos por regressão¹² da competitividade na série temporal de desemprego traçada na figura é igual a 1.2 e é na forma reduzida a elasticidade da desvalorização interna: um aumento de 1 ponto percentual na taxa de desemprego está associado a uma melhoria no diferencial de competitividade de 1.2 pontos percentuais. A inclinação da DD dá a forma reduzida da elasticidade¹³ do canal procura: uma melhoria do diferencial de competitividade de 1 ponto percentual está associada a uma diminuição da taxa de desemprego de 0.44 pontos percentuais.

As IRFS contêm informação sobre a velocidade do movimento ao longo da DD e da SS, ou seja, o ritmo a que a economia se ajusta depois de um choque. Choques que definem a DD duram cerca de 10 trimestres, enquanto os choques que definem a SS são muito mais persistentes e duram mais de

¹¹ Formalmente, obtenho $x_{t+1}^{SS} = \hat{A}x_t^{SS} + \hat{B}[0, \tilde{\eta}_t^{SS}]'$ e $x_{t+1}^{DD} = \hat{A}x_t^{DD} + \hat{B}[\tilde{\eta}_t^{DD}, 0]'$, onde o acento circunflexo denota a estimativa de máxima verosimilhança e o til os choques alisados do filtro de Kalman. Os diagramas de dispersão nas Figuras 13 e 14 são obtidos utilizando x_t^{DD} e x_t^{SS} .

¹² A regressão OLS é $\varepsilon_t^{SS} = 0.064 + 1.24 \Delta u_t^{SS}$, $t - stat = 26.4$, $R^2 = 0.91$.

¹³ A regressão OLS é $\varepsilon_t^{DD} = 0.13 - 0.44 \Delta u_t^{SS}$, $t - stat = -13.89$, $R^2 = 0.757$.

40 trimestres. Esta última observação implica que o mecanismo de desvalorização interna estimado é lento.

Antes de voltar à questão de quanto e por quanto tempo esperamos que o desemprego aumente para recuperar a competitividade externa, voltamos para as peças do mecanismo relativas ao mercado de trabalho e de bens.

NEXO SALÁRIOS – DESEMPREGO

O segundo modelo que estimámos (Modelo II) contém a taxa de desemprego e a nossa medida de inflação do salário (remuneração). O modelo de espaço de estados é idêntico ao Modelo I, mas agora

$$x_t = [\Delta u_t, \pi_t^w, z_t^{DD}, z_t^{SS}]$$

A análise é idêntica à apresentada para o nexo desemprego - competitividade e está resumida nas Figuras 15-18 que traçam as Funções Impulso Resposta (sem os intervalos de confiança), juntamente com os dois choques identificados e as formas reduzidas da procura e da oferta. A inclinação da DD que obtemos pela regressão¹⁴ da variação das remunerações do trabalho na série temporal do desemprego traçada na figura é igual a 0.37: um aumento na variação das remunerações do trabalho de 0.37 pontos percentuais está associado a um aumento de 1 ponto percentual na taxa de desemprego. Nota-se na Figura que DD não parece estável. O gráfico de dispersão mostra que a pré-euro e pós-euro DD são diferentes¹⁵. No exercício que realizámos, esta situação vem dos choques identificados (os choques pré-euro e os pós-euro parecem diferentes) mas pode igualmente indicar uma instabilidade das elasticidades. Na amostra pós-euro, a estimativa da inclinação da DD é de 0.77. A inclinação da SS dá a elasticidade da forma reduzida¹⁶: um aumento da taxa de desemprego de 1 ponto percentual está associado a uma diminuição na variação das remunerações do trabalho de 2.33 pontos percentuais. A SS corresponde, conceptualmente, a uma curva de Phillips. As IFRS contém novamente informação sobre a velocidade do movimento ao longo da DD e da SS. Choques que traçam a DD duram cerca de 10 trimestres, enquanto os choques que definem a SS são muito mais persistentes e duram por mais de 40 trimestres.

¹⁴ A regressão OLS é $\pi_{w,t}^{PP} = 0.7 + 0.37 \Delta u_t^{PP}$, $t - stat = 3.05$, $R^2 = 0.13$.

¹⁵ A regressão OLS para a amostra 1^oT 1996 - 4^oT 1999 é $\pi_{w,t}^{PP} = 2.24 + 1.27 \Delta u_t^{PP}$, $t - stat = 5.77$, $R^2 = 0.70$; e para a amostra 1^oT 2001 - 3^oT 2011 é $\pi_{w,t}^{PP} = 0.35 + 0.7 \Delta u_t^{PP}$, $t - stat = 14.58$, $R^2 = 0.83$.

¹⁶ A regressão OLS é $\pi_{w,t}^{PP} = -0.12 - 2.33 \Delta u_t^{PP}$, $t - stat = -13.63$, $R^2 = 0.75$.

NEXO PREÇOS – SALÁRIOS

O último modelo que estimámos (Modelo III) contém a inflação dos salários e preços correspondendo, conceptualmente, a um estabelecimento de preços. O modelo de espaço de estados é idêntico ao modelo I, mas agora com

$$x_t = [\pi_t, \pi_t^w, z_t^T, z_t^P]$$

Os resultados estão sintetizados na Figuras 19-22, que mostram as Funções Impulso Resposta (sem os intervalos de confiança), juntamente com os dois choques identificados e a forma reduzida da procura e oferta. A inclinação de DD, que obtivemos por regressão¹⁷ da variação das remunerações na série da inflação (*deflator do PIB*), mostrada na figura é igual a 1.65: um aumento na variação das remunerações de 1.65 pontos percentuais está associado a um aumento de 1 ponto percentual na inflação. A SS corresponde, conceptualmente, a uma curva de fixação de preços. A inclinação de SS dá na forma reduzida a elasticidade¹⁸: um aumento na taxa de inflação de 1 ponto percentual está associado a uma diminuição da variação das remunerações de 4.3 pontos percentuais. Os choques que definem a DD duram cerca de 20 trimestres enquanto os choques definem a SS são muito mais persistentes, e mais uma vez, por mais de 40 trimestres.

NEXO PREÇOS – COMPETITIVIDADE

A peça final do modelo empírico é a ligação entre a inflação e a taxa de câmbio real

$$\varepsilon_t = \pi_t^* - \pi_t$$

Dado que a inflação externa é considerada uma variável exógena, não é estimada.

JUNTANDO AS PEÇAS DO MECANISMO

Seguindo uma antiga tradição, consolidámos as partes estimadas numa Figura (Figura 23) com quatro quadrantes. O quadrante I é o nexo competitividade - desemprego, o quadrante II é o nexo

¹⁷ A regressão OLS é $\pi_{w,t}^{PP} = 0.26 + 1.65 \Delta u_t^{PP}$, $t - stat = 18.37$, $R^2 = 0.84$.

¹⁸ A regressão OLS é $\pi_{w,t}^{PP} = -0.157 - 4.3 \Delta u_t^{PP}$, $t - stat = -27.85$, $R^2 = 0.92$.

desemprego - salário, quadrante III é o nexos salário - preço e quadrante IV é nexos preço-competitividade.

Considere-se o painel Norte-Este da Figura 23 (quadrante I), que mostra as relações estimadas entre a competitividade e desemprego. A linha inclinada para cima (a vermelho) mostra o estimado SS nexos e a linha inclinada para baixo (a verde) o estimado DD nexos. O painel mostra também os dados transformados implicitamente utilizados para a estimação da SS (pontos azuis) e da DD (pontos amarelos), que fornecem alguma intuição visual na incerteza das estimativas. Este é o caso para a instabilidade da peça do mercado de trabalho no quadrante II. Note-se que no segundo quadrante, para ser consistente com a figura, a variação das remunerações do trabalho diminuem para norte e diminuem para sul. Portanto, a curva de Phillips é a linha vermelha (pontos azuis). O leitor pode imediatamente observar que em 2011, o último ano das observações, a economia estava navegando em águas desconhecidas, o modelo estatístico. Esta observação sugere que os resultados devem ser interpretados com cautela. Os resultados mostram que a desinflação competitiva pode bem estar em curso, embora o mercado de trabalho pareça ser uma peça fraca na transmissão. O nexos salários-preços parece estar estimado com precisão e a transmissão da variação das remunerações para os preços finais ocorre surpreendentemente bem. Tendo todas as peças, podemos voltar para a projecção para o futuro.

PROJEÇÕES DO CAMINHO DO DESEMPREGO, COMPETITIVIDADE E INFLAÇÃO

A projecção tem como principais premissas que a estrutura da economia não muda e não ocorrem outros choques (políticas, externos, etc.). O ponto de partida da simulação é o estado da economia no quarto trimestre de 2011. Mais precisamente, simulei os modelos estimados usando o último valor das variáveis de estado exógenas alisadas como condições iniciais. Por exemplo, o valor projetado para a variação nas taxas de desemprego e nas taxas de câmbio reais são obtidos no Modelo I, simulando

$$x_{t+1}^{sim} = A(\hat{\vartheta})x_t^{sim}$$

usando como condições iniciais

$$x_0^{sim} = [0, 0, \tilde{z}^{DD}(T), \tilde{z}^{SS}(T)]$$

em que T é a última observação na amostra.

Na Figura 24 apresentam-se as simulações utilizando os três modelos. A primeira coluna, correspondente ao Modelo I, mostra a trajetória projectada para a variação da taxa de desemprego (expressa em taxas trimestrais) e da REER (também expressa em taxas trimestrais). Tem interesse que a trajetória projectada para a variação no desemprego utilizando o Modelo II, embora maior, não difere substancialmente da trajetória implícita no Modelo I. O mesmo se aplica para a trajetória associada à variação das remunerações do trabalho usando os Modelos II e III. A Tabela 1 mostra o ajustamento acumulado projectado para os próximos 20 trimestres (5 anos) e próximos 40 trimestres (10 anos).

Variáveis	20 trimestres	40 trimestres
Taxa de desemprego u	Modelo I: +4.41 p.p. Modelo II: +5.58 p.p.	Modelo I: +6.07 p.p. Modelo II: +7.86 p.p.
Taxa de câmbio real ϵ	Modelo I: +4.85 p.p.	Modelo I: +6.6 p.p.
Remunerações π_w	Modelo II: -12.0 p.p. Modelo III: -14.3 p.p.	Modelo II: -16.0 p.p. Modelo III: -22.0 p.p.
Inflação π_p	Modelo III: -8.25 p.p.	Modelo III: -13.0 p.p.

Tabela 1: Ajustamento acumulado depois de 20 e 40 trimestres. Os números estão em pontos percentuais.

O Modelo I prevê que, em presença dos actuais desequilíbrios, no nexo competitividade - desemprego, o ajustamento requererá um aumento do desemprego de cerca de 4 pontos percentuais nos primeiros 20 trimestres. O ajustamento é lento, como pode ser visto na Figura 24 (converge para o equilíbrio em cerca de 90 períodos), depois de 40 trimestres o aumento da taxa de desemprego é de, aproximadamente, 6.0 pontos percentuais. O Modelo II prevê um ajuste semelhante, mas mais forte para a taxa de desemprego, de 5.6 pontos percentuais após 20 trimestres e de 7.86 pontos percentuais, depois de 40 trimestres. Após 40 trimestres, o ajustamento projectado para a competitividade é de 6.62 pontos percentuais e a projecção para a variação das remunerações é de - 16.0 pontos percentuais.

Finalmente, a Figura 25 mostra a trajetória prevista para a taxa de desemprego em 2012, em comparação com a série actual. Embora os ajustamentos implícitos no Modelo I e Modelo II sejam grandes, a taxa de desemprego actual aumentou acima das projecções. Isto pode indicar que choques

desfavoráveis e políticas continuaram a afectar a economia, que o ritmo de ajustamento durante esta crise é mais rápido do que o estimado, indicando uma possível instabilidade dos parâmetros, ou uma combinação dos dois.

CONCLUSÃO

Com foi já referido requiere-se cautela na interpretação dos resultados. As dificuldades postas pela disponibilidade de dados e por questões metodológicas são importantes. Como explicado, tivemos de recorrer a testes e simulações para lidar com a questão da pequena dimensão da amostra, e os resultados são encorajadores. As estimativas mostram que dinâmicas coerentes com o mecanismo postulado estão presentes nos dados. No final, um aumento do desemprego melhora a competitividade, e, esta por sua vez diminuirá o desemprego. Reconhecidamente a última força parece ser mais fraca do que a primeira, implicando que a melhoria da competitividade só lentamente se traduzirá em melhoria do desemprego. Em geral, o ajuste exigido é grande e persistente, reflectindo a relativamente baixa velocidade do mecanismo de ajustamento e os grandes desequilíbrios iniciais. Obviamente, acontecerão choques e serão decididas políticas e o caminho actual será diferente. No entanto, as projecções podem ser interpretadas como um caminho contrafactual, na ausência de novos choques e políticas e, portanto, poderem servir de orientação na elaboração de políticas visando o ajustamento do reequilíbrio externo.

REFERÊNCIAS

- [1] O. J. Blanchard and Pierre Alain Muet. Competitiveness through disinflation: an assessment of the French macroeconomic strategy.
- [2] Olivier Jean Blanchard and Danny Quah. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, vol.79, No. 4 (Sep., 1989), pp. 655-673.
- [3] O. J. Blanchard. Adjustment within the euro. The difficult case of Portugal. *Portuguese Economic Journal*, 6(1):1–21, 2007.
- [4] V. V. Chari & Patrick J. Kehoe & Ellen R. McGrattan, 2009. "New Keynesian Models: Not Yet Useful for Policy Analysis", *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, vol. 1(1), pages 242-66, January.
- [5] Edge Rochelle and Refet Gukaynak. "How useful are estimated DSGE model forecasts?" *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors, 2011-11.
- [6] Erceg, Henderson & Levin (2000), "Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts," *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, no 2, 281-313.
- [7] Farhi Emmanuel and IvanWerning. "Dealing with the Trilemma: Optimal Capital Controls with Fixed Exchange Rates". NBER WP 18199, 2012.
- [8] Francesco Franco. Adjusting to external imbalances within the EMU, the case of Portugal, mimeo.
- [9] Gali Jordi and Tommaso Monacelli. "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy". *Review of Economic Studies* (2005) 72, 707–734.
- [10] Galí Jordi. "The Return of The Wage Phillips Curve," *Journal of the European Economic Association*, European Economic Association, vol. 9(3) 2011, pages 436-461, 06.
- [11] Glover, K., and J. Willems 1974: Parameterizations of Linear Dynamical Systems: Canonical Forms and Identifiability, *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, 640–646.
- [12] Hannan, E., and M. Diestler 1988: *The Statistical Theory of Linear Systems*. New York: Wiley.
- [13] Komuner Ivana and Serena NG. "Dynamic Identification of Dynamic Stochastic General Equilibrium Models" *Econometrica*, vol. 79, No 6 (November 2011), 1995-2032.
- [14] Rothenberg, T. 1971: Identification in Parametric Models, *Econometrica*, 39, 577–591.
- [15] Woodford Michael. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press 2003.

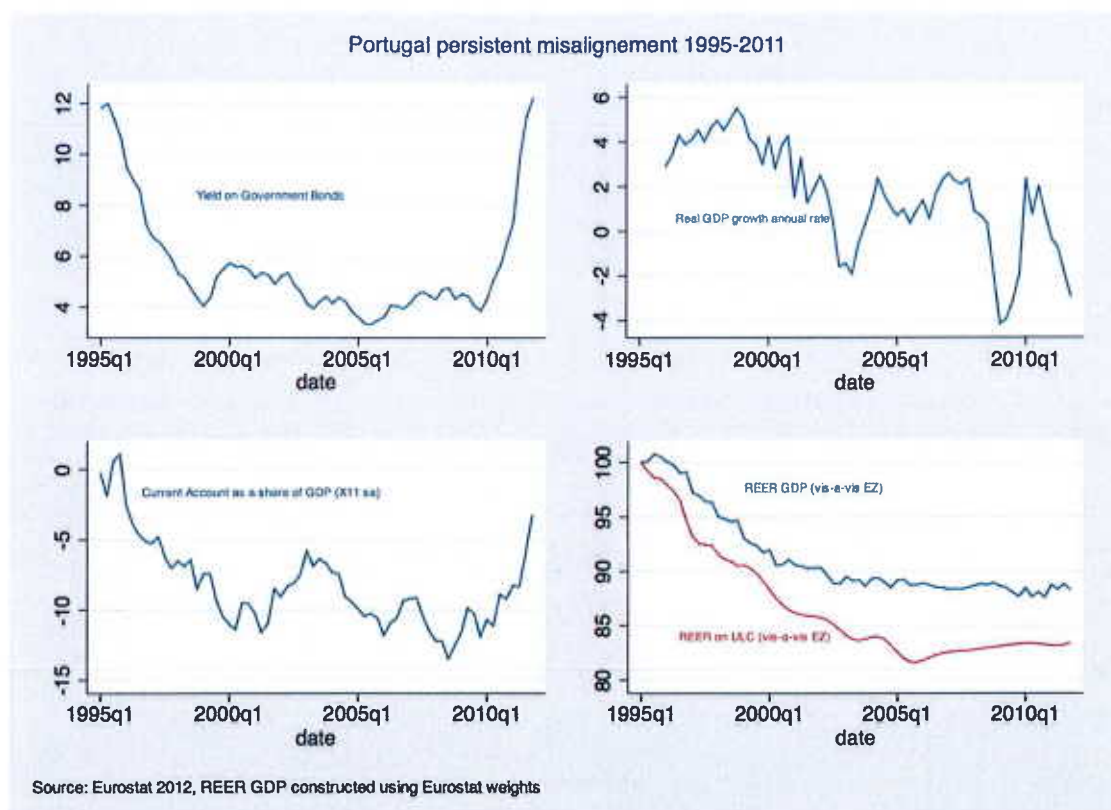


Figura 1: Portugal na Zona Euro

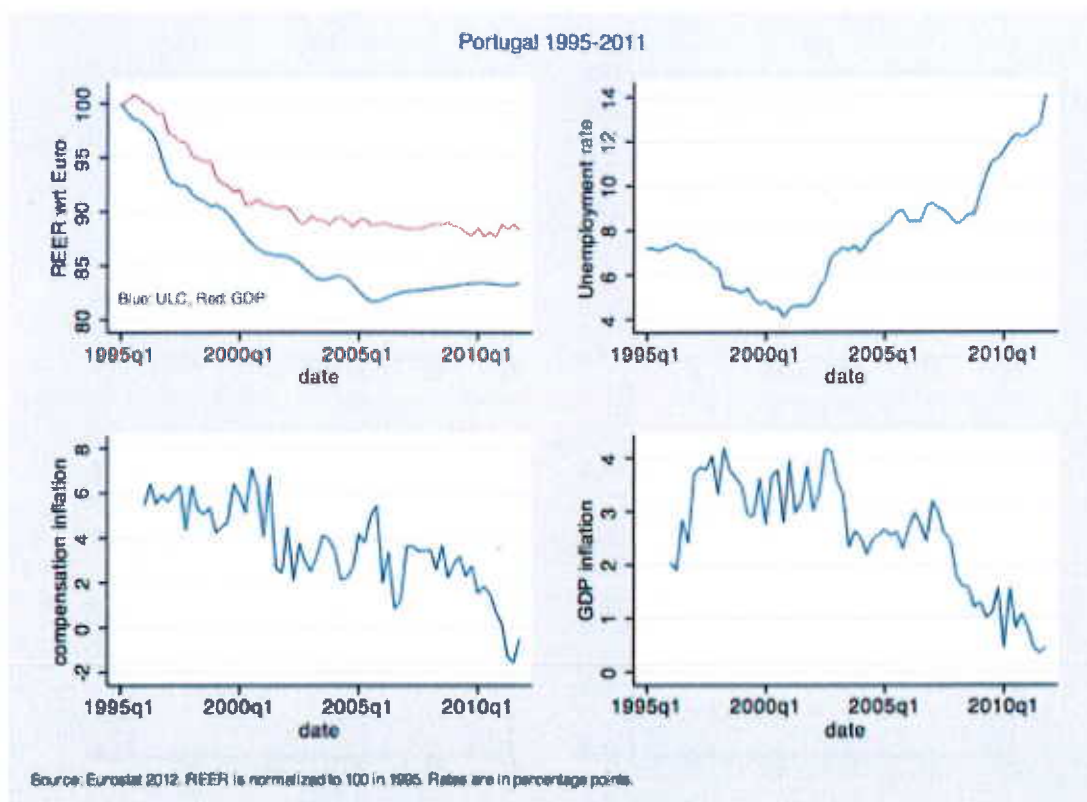


Figura 2: Dados usados na estimação

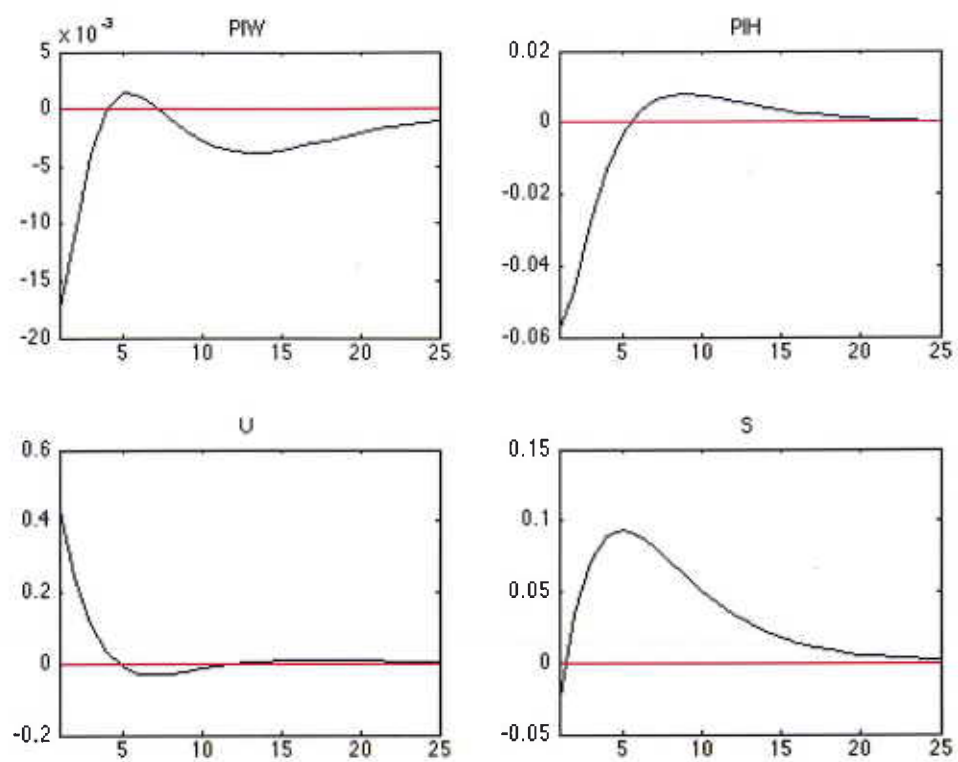


Figura 3: Choque não antecipado de produtividade.

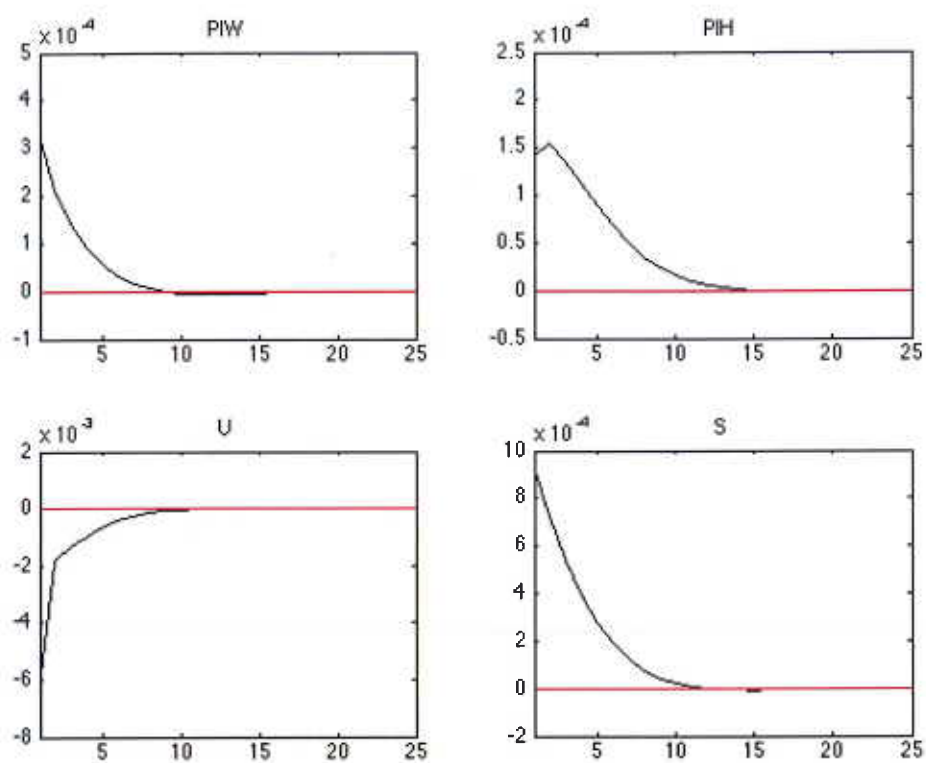


Figura 4: Choque (negativo) não antecipado de oferta de trabalho

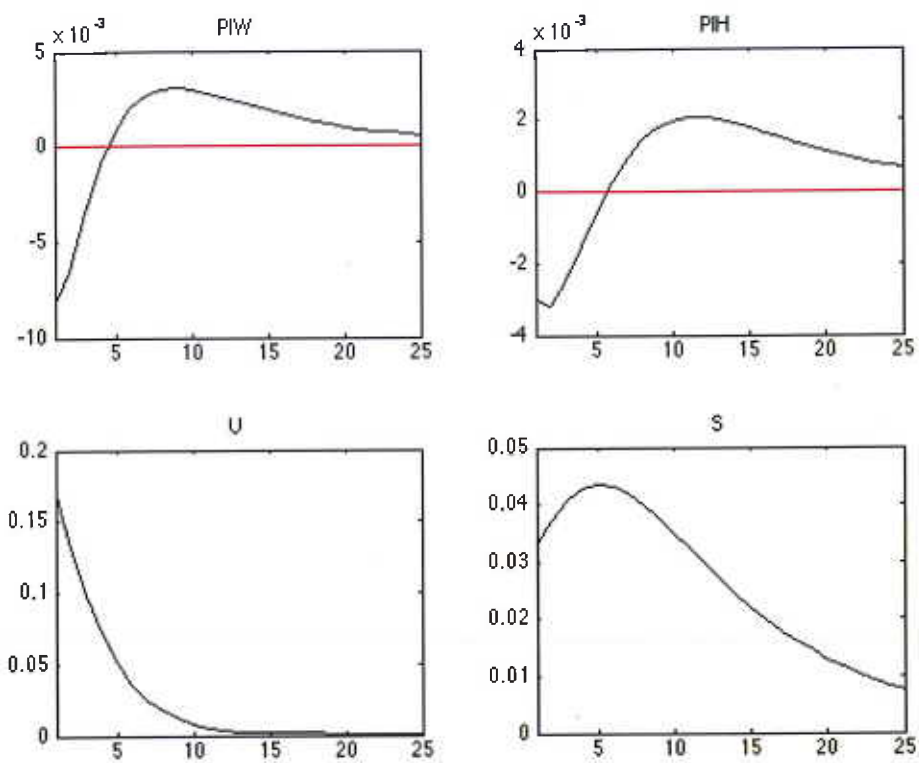


Figura 5: Choque (negativo) não antecipado de taxa de juro

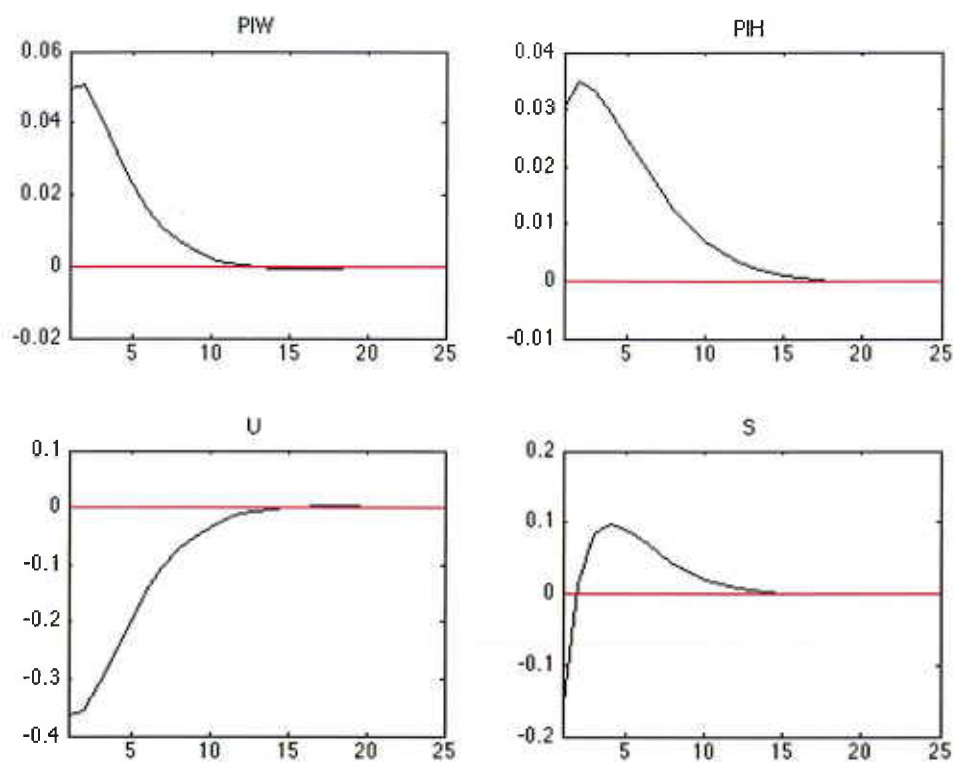


Figura 6: Choque não antecipado de consumo externo

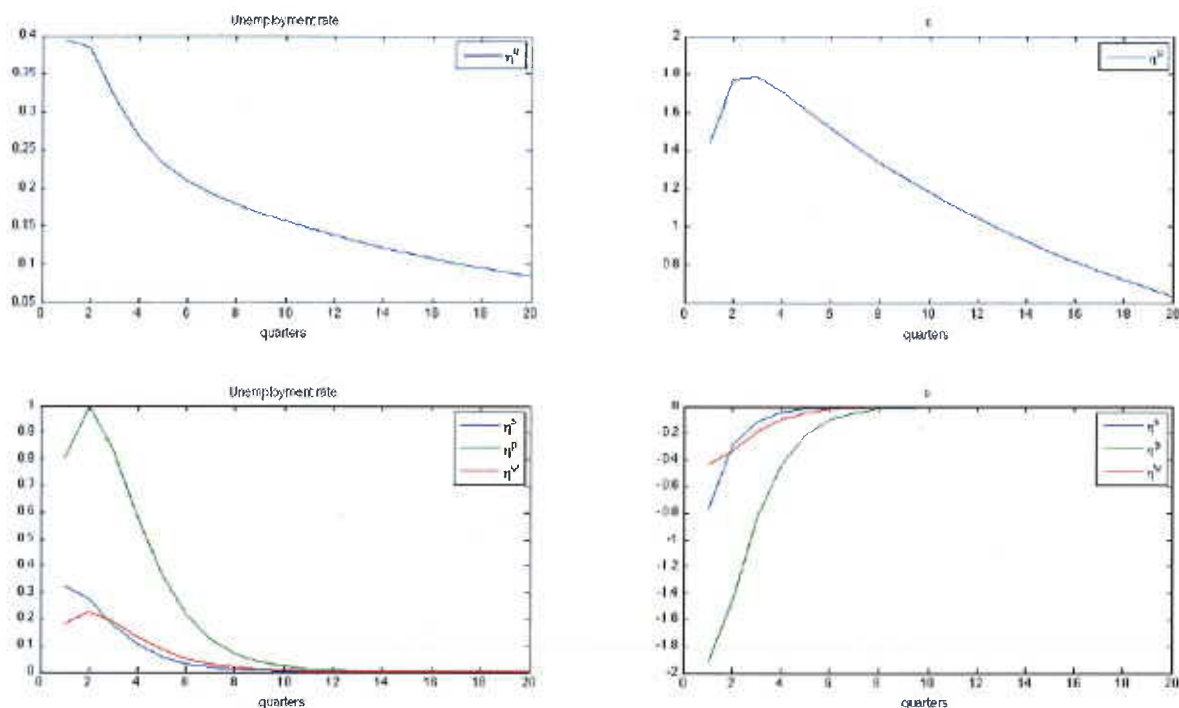


Figura 7: Os quatro choques no modelo log-linear. Usando uma configuração de parâmetros standard, o choque de oferta, η^u , comanda um co-movimento positivo entre u e ϵ . Os três choques de procura, η^w , η^p , η^s comandam um co-movimento negativo entre u e ϵ .

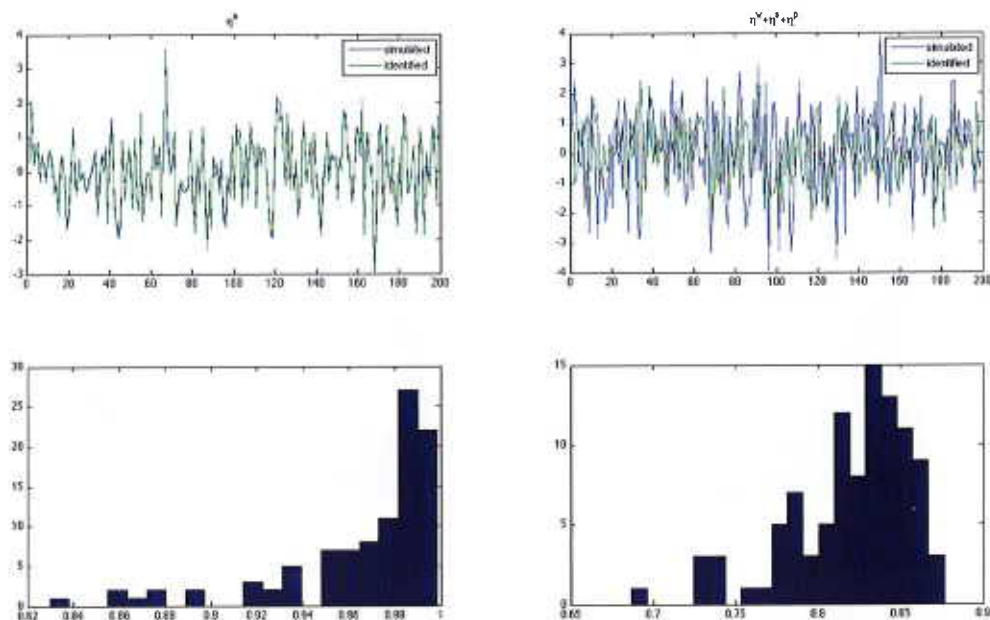


Figura 8: Desempenho empírico do modelo empírico usando dados simulados. O modelo log-linear, com as quatro variáveis de estado exógenas, é simulado 100 vezes, utilizando uma amostra de 200 observações. Estimo um modelo de espaço de estados com apenas duas observáveis, a taxa de desemprego e os termos de troca, e duas variáveis de estado exógenas. Os painéis superiores mostram uma realização: os choques identificados, resultantes da estimação, juntamente com os choques simulados. Os painéis inferiores mostram histogramas das correlações da amostra entre os choques identificados e simulados: $\rho(\eta^u, \eta^{ss})$ e $\rho(\eta^w + \eta^s + \eta^p, \eta^{DD})$.

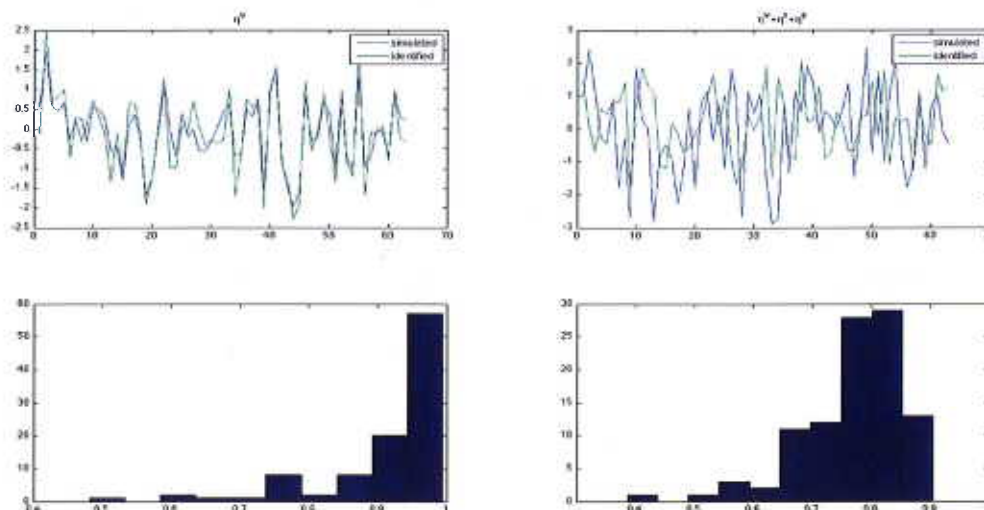


Figura 9: Desempenho empírico do modelo empírico usando dados simulados. O modelo log-linear com 4 variáveis de estado exógenas é simulado 100 vezes usando uma amostra de 64 observações que correspondem à amostra observada. Estimamos um modelo de espaço de estados com apenas duas observáveis a taxa de desemprego e os termos de troca, e duas variáveis de estado exógenas. Os painéis superiores mostram uma realização: os choques identificados, resultantes da estimação, juntamente com os choques simulados. Os painéis inferiores mostram histogramas das correlações da amostra entre os choques identificados e simulados: $\rho(\eta^u, \eta^{ss})$ e $\rho(\eta^w + \eta^s + \eta^p, \eta^{DD})$

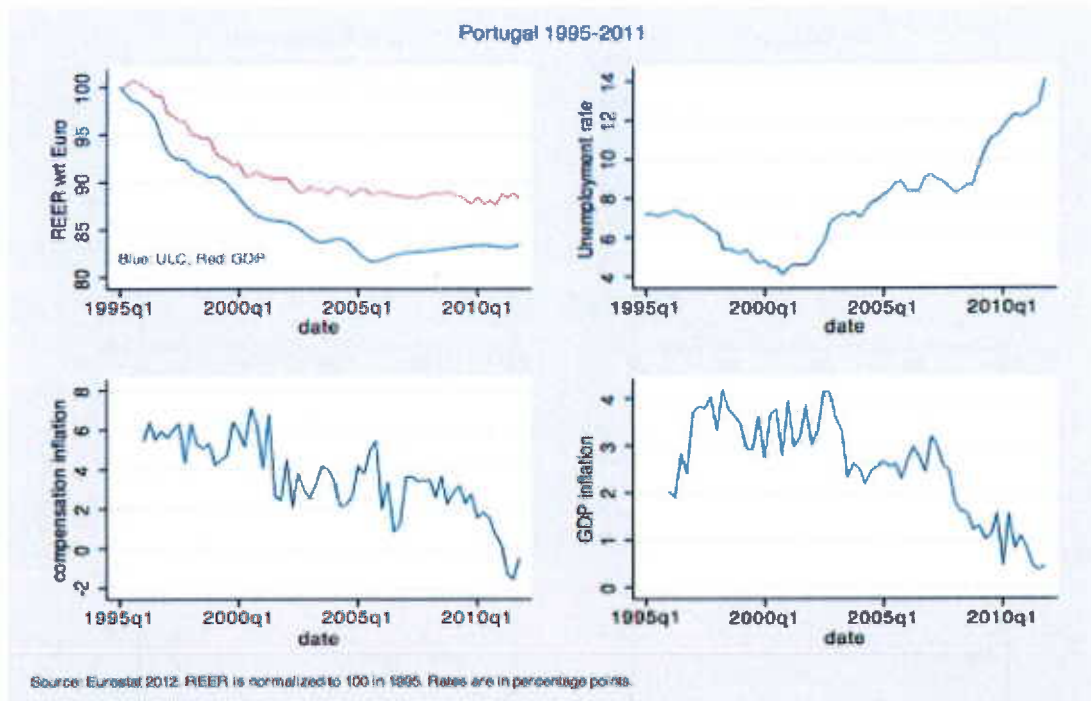


Figure 10: Dados usados na análise empírica. A taxa de câmbio real corresponde à taxa de câmbio real efectiva baseada no deflactor do PIB, $\varepsilon_t = \pi_t^* + \pi_t$ onde $\pi_t^* = P_t^* - P_{t-1}^*$, $P_t^* = \sum_i \omega_{it} P_{it}^*$, i = euro - parceiros, ω = pesos Eurostat, $p = \ln(P^{\text{GDP}})$. Na análise empírica, Δu_t é a variação da taxa de desemprego em relação ao trimestre homólogo.

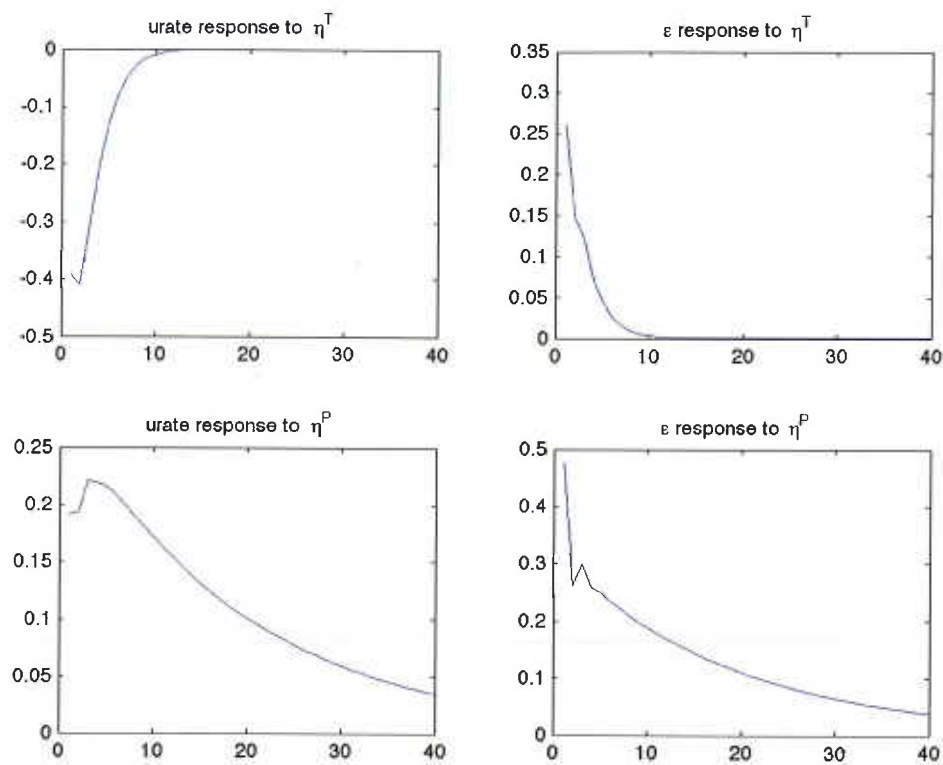


Figura 11: IRFS do modelo I para os dois choques

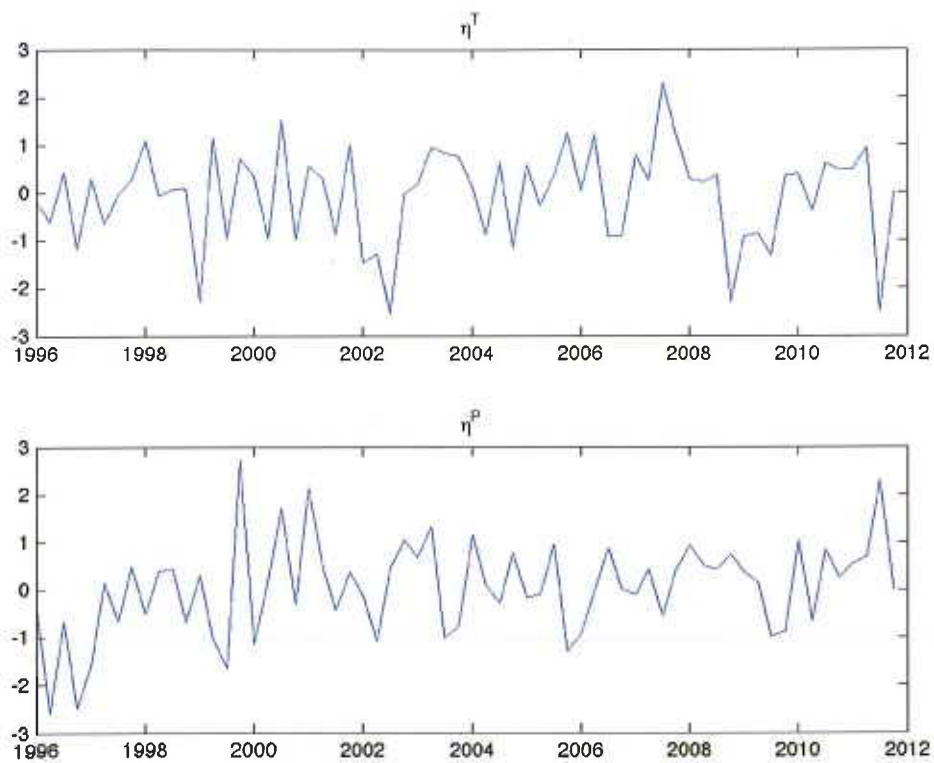


Figura 12: Choques

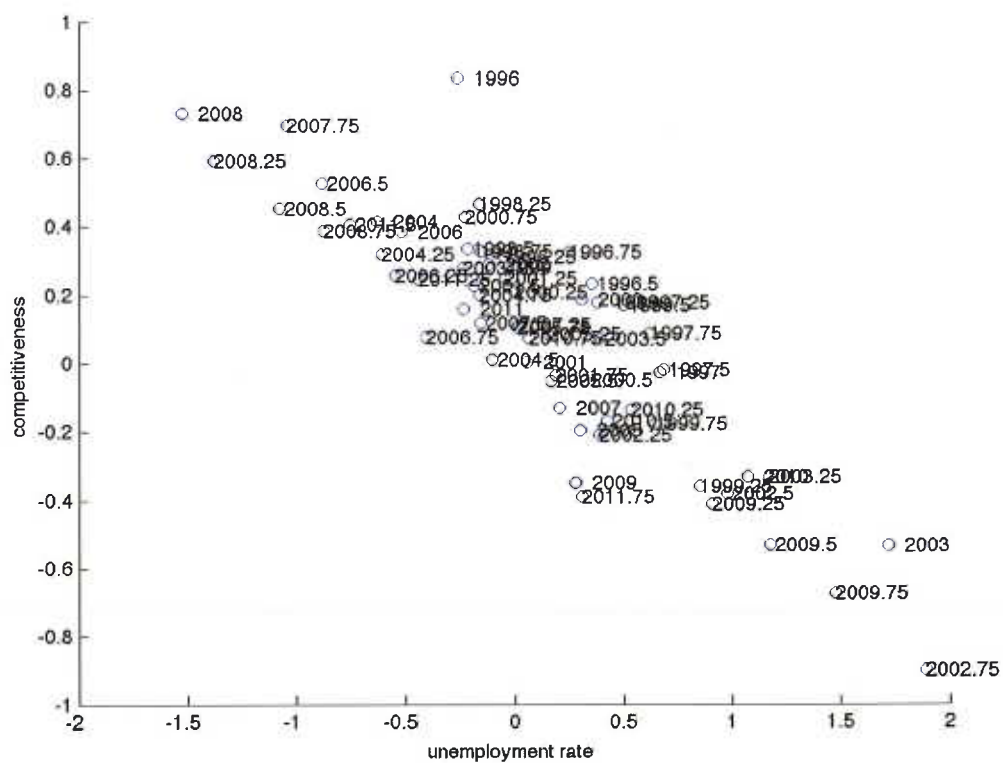


Figura 13: DD

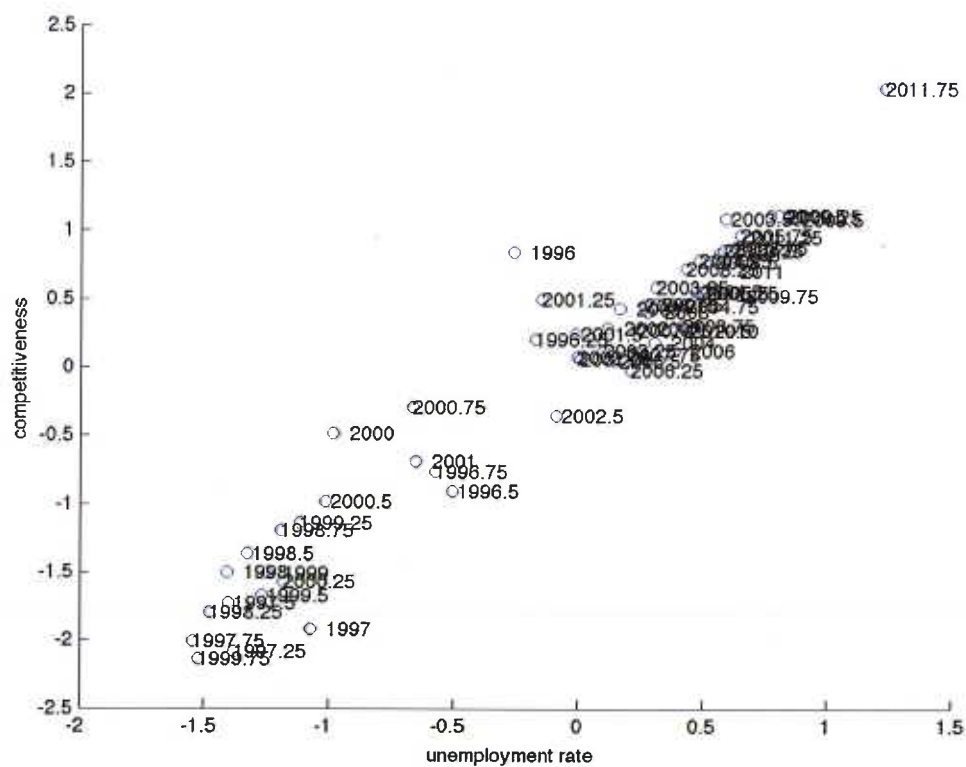


Figura 14: SS

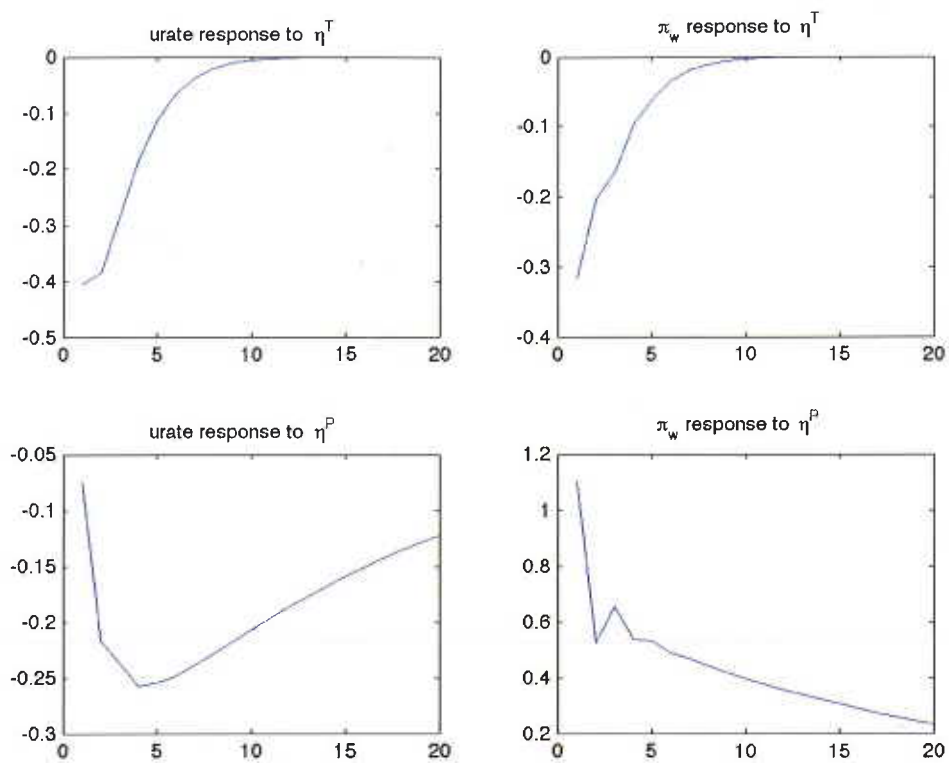


Figura 15: IRFS

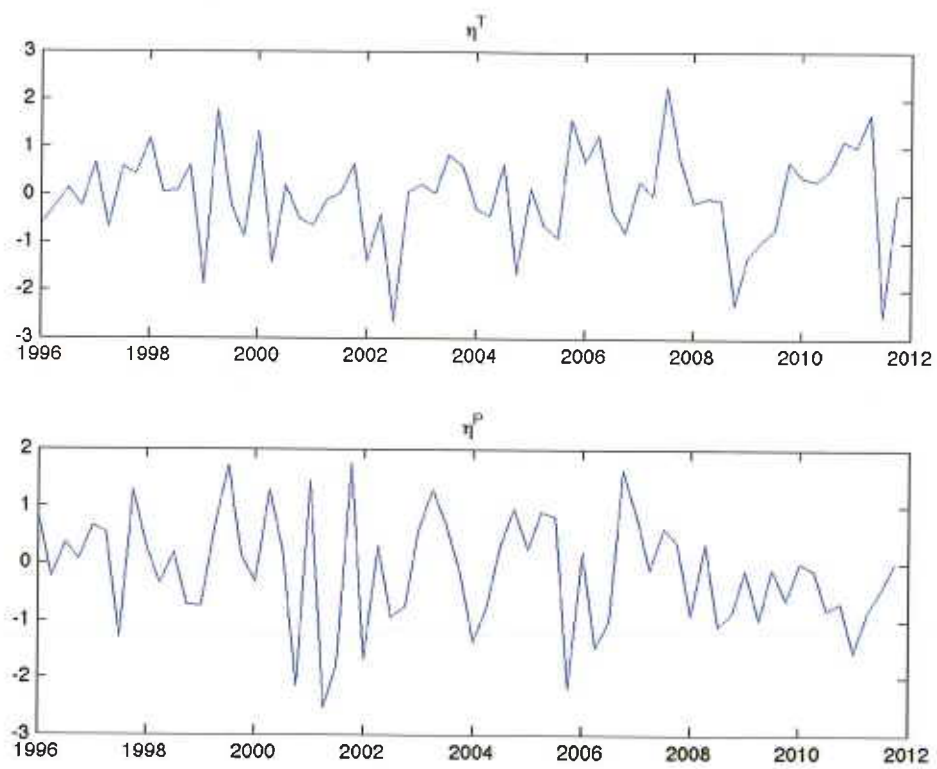


Figura 16: Choques

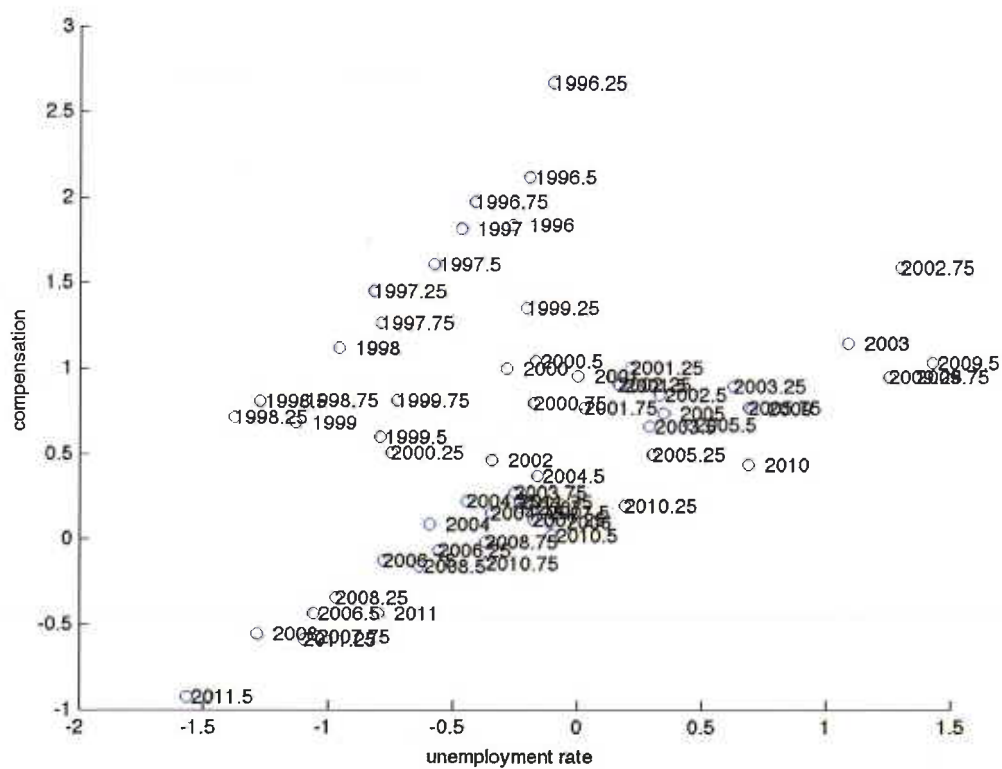


Figura 17: DD

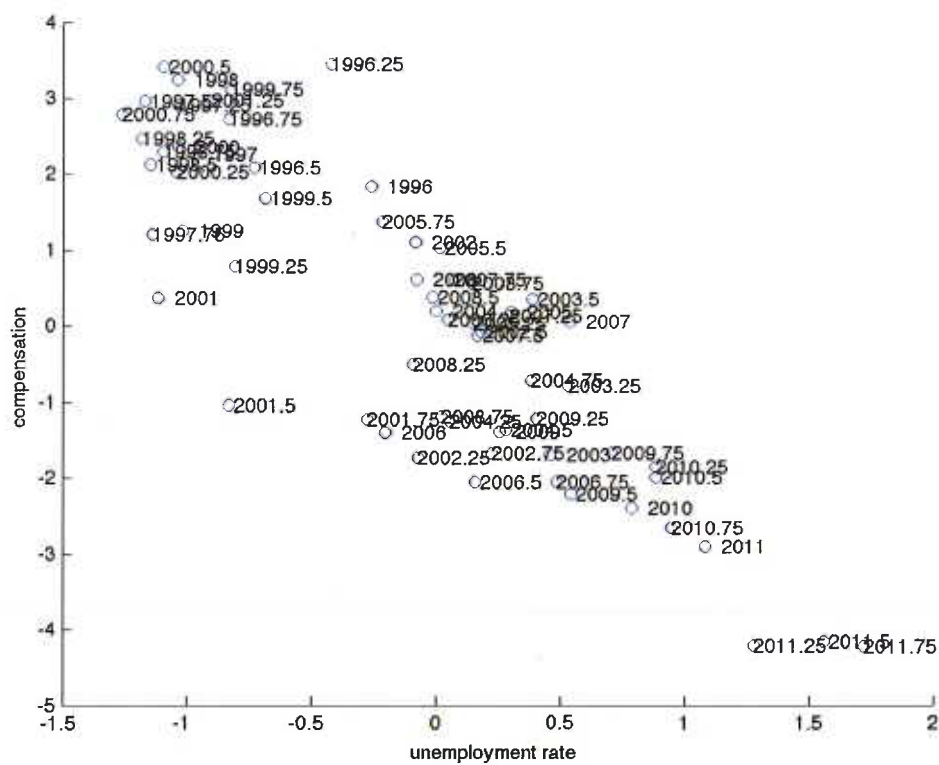


Figura 18: SS

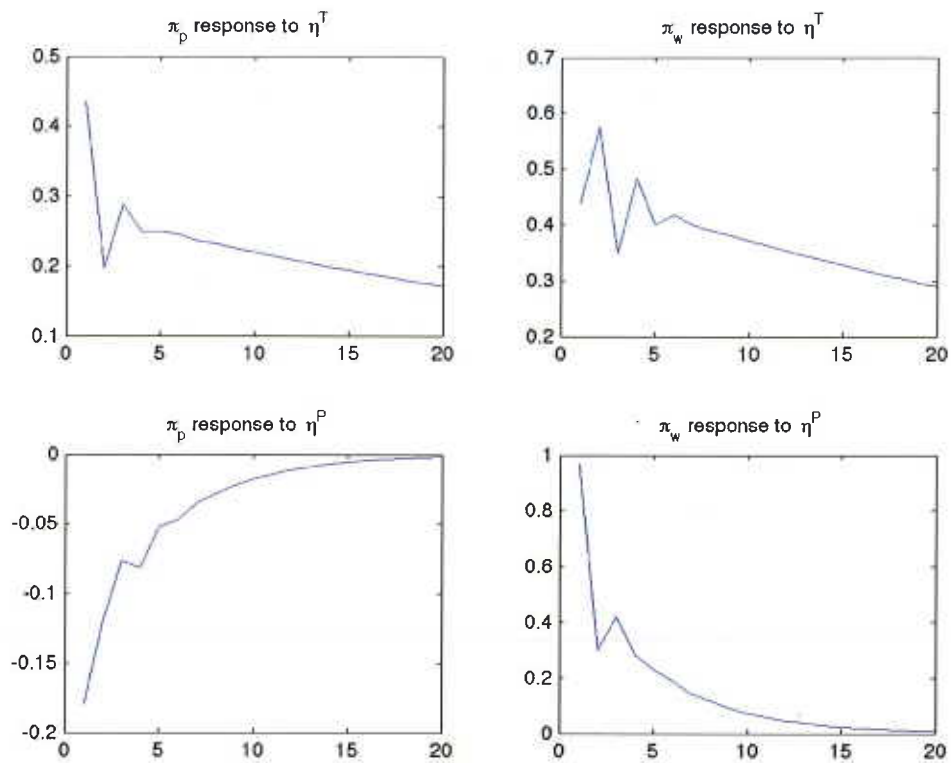


Figura 19: IRFS

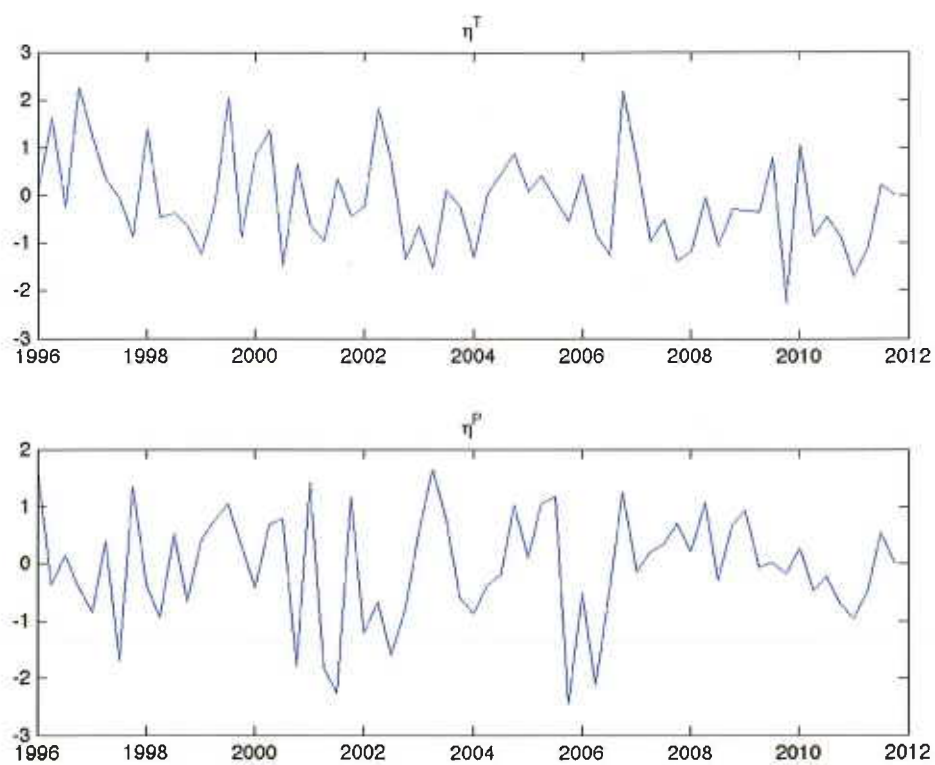


Figura 20: Choques

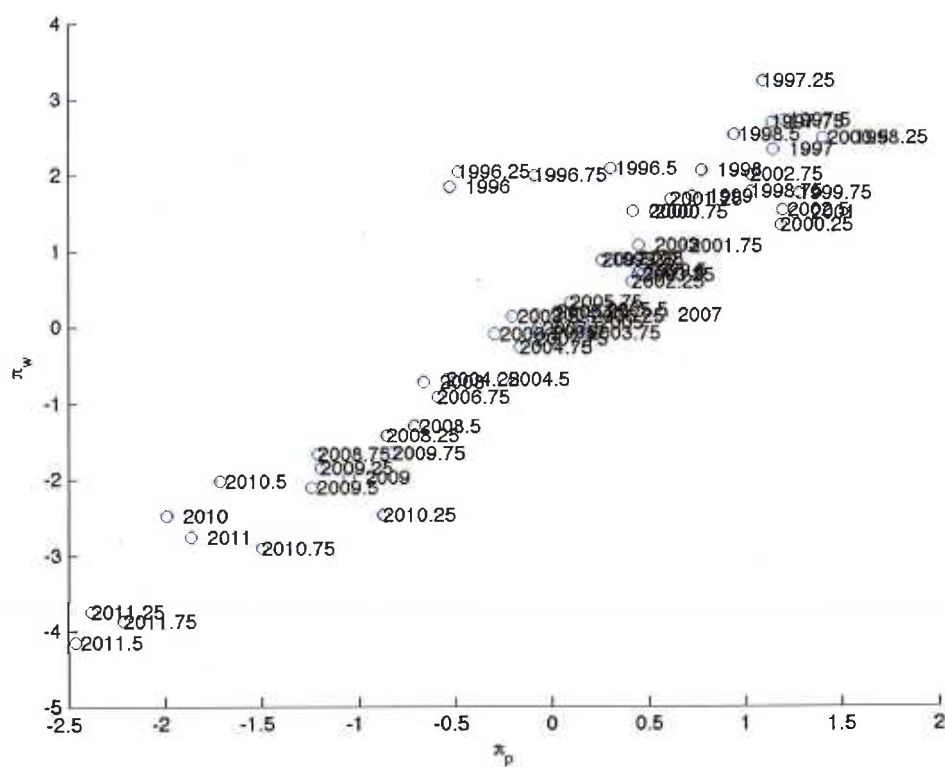
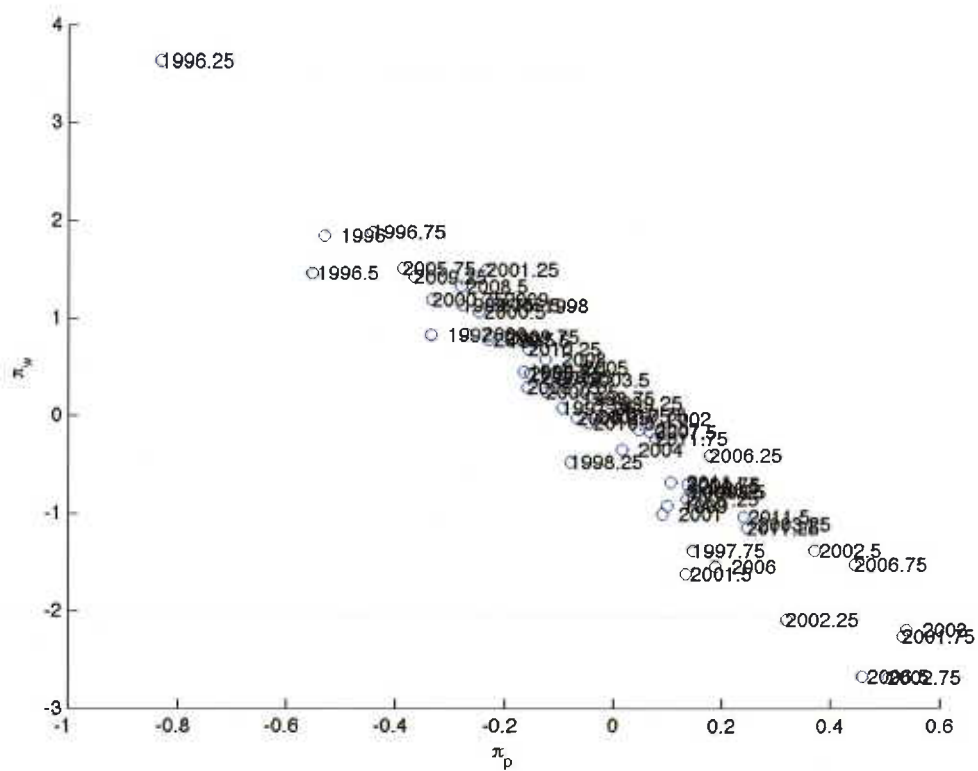


Figura 21: DD



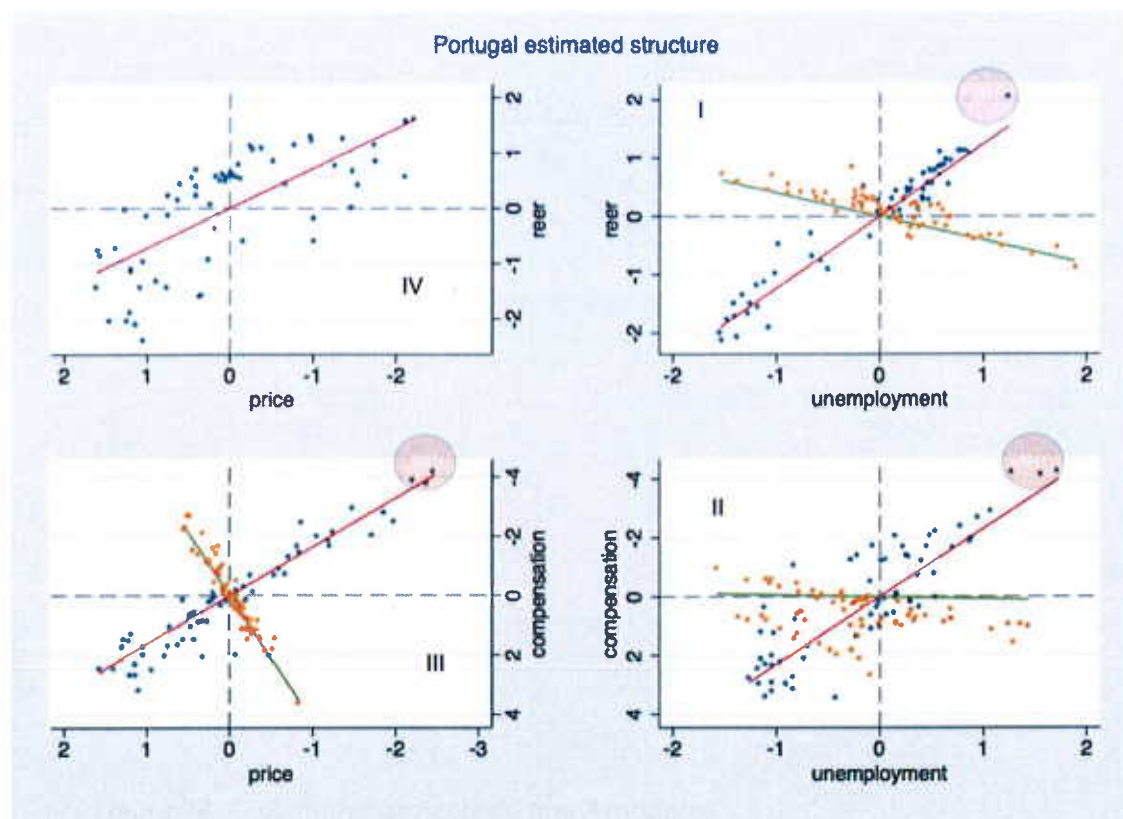


Figura 23: As peças do mecanismo

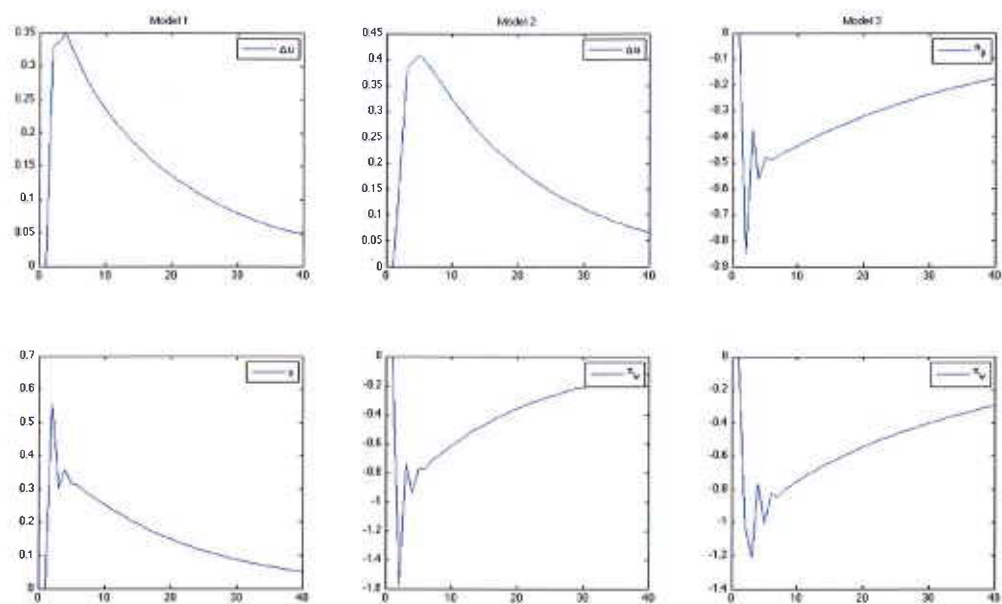


Figura 24: O caminho projectado dos 3 modelos

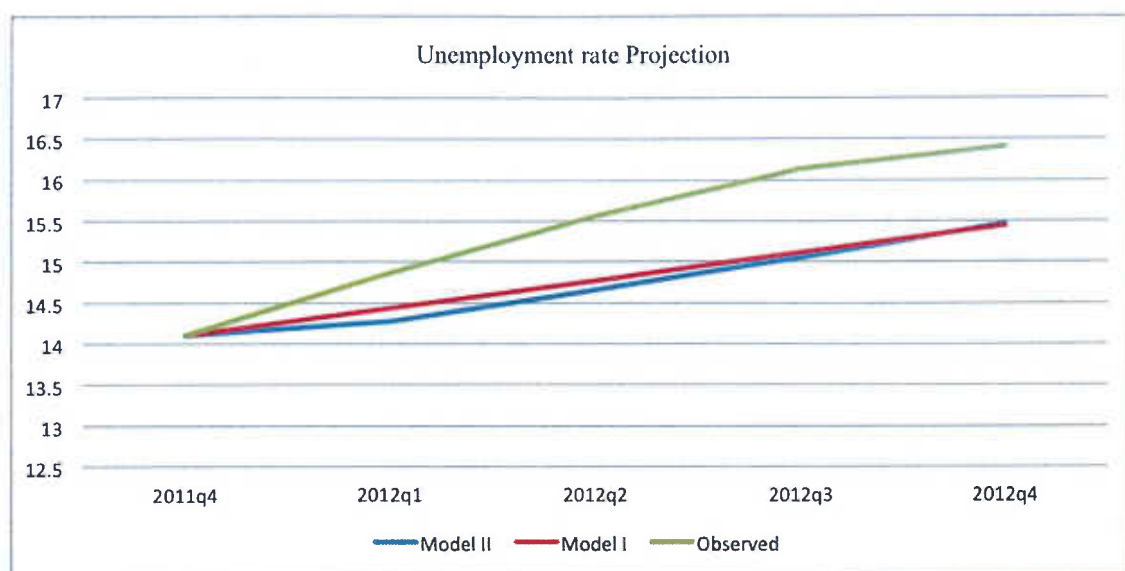


Figura 25: O caminho projectado para o desemprego

Anexo

Condições de Equilíbrio

Listamos aqui todas das condições de equilíbrio do modelo microfundamentado não linear:

$$\frac{NFA_t}{P_t} = -\left(\frac{Q_t}{S_t} Y_{H,t} - C_t\right) + \frac{\Pi_{t+1}}{1+i_t} \frac{NFA_{t+1}}{P_{t+1}}$$

$$Y_{H,t} = \left(\frac{Q_t}{S_t}\right)^{-\eta} \left[(1-\alpha)C_t + \alpha \int_0^1 (Q_t^i)^\eta (S_{i,t}, S_{i,t}^i)^{\gamma-\eta} C_t^i di \right]$$

$$Q_t = [(1-\alpha)S_t^{\eta-1} + \alpha]^{\frac{1}{\eta-1}}$$

$$\Xi_{t+1} = \left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \Xi_t$$

$$C_t = \Xi_t \left(\frac{1+\tau_{c,t}^*}{1+\tau_{c,t}}\right)^{\frac{1}{\sigma}} Q_t^{\frac{1}{\sigma}} C_t^*$$

$$N_t = \frac{Y_{H,t}}{A_{H,t}} \Delta t$$

$$\Delta t = (1-\delta_p) \left[\frac{1-\delta_p \Pi_{H,t}^{\varepsilon-1}}{1-\delta_p} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} + \delta_p \Pi_t^\varepsilon \Delta_{t-1}$$

$$(C_t)^{-\sigma} = \beta(1+i_t) \frac{1+\tau_{c,t}}{1+\tau_{c,t+1}} \frac{P_t}{P_{t+1}} (C_{t+1})^{-\sigma}$$

$$1+i_t = 1+i_t^* + \Psi(e^{NFA_t/P_t-1})$$

$$F_{p,t} = Q_t S_t^{-1} (1 + \tau_{c,t})^{-1} C_t^{-\sigma} Y_{H,t} + \delta_p \Pi_{H,t+1}^{\varepsilon-1} \beta F_{p,t+1}$$

$$K_{p,t} = \mu_p (1 + \tau_{w,t}) \frac{W_t}{P_t A_{H,t}} (1 + \tau_{c,t})^{-1} C_t^{-\sigma} Y_{H,t} + \delta_p \Pi_{H,t+1}^{\varepsilon} \beta K_{t+1}$$

$$1 = \delta_p \Pi_{H,t-1}^{\varepsilon-1} + (1 - \delta_p) \left(\frac{K_t}{F_t} \right)^{1-\varepsilon}$$

$$\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} = \Pi_{H,t} \frac{S_t}{Q_t} \frac{Q_{t-1}}{S_{t-1}}$$

$$K_{w,t} = \mu_w x N_t^{1+\phi} + (\delta_w \beta) (\Pi_{w,t+1})^{\varepsilon_w(1+\phi)} K_{w,t+1}$$

$$F_{w,t} = (1 + \tau_c)^{-1} + C_t^{1-\sigma} N_t \frac{W_t}{P_t} + \delta_w \beta (\Pi_{w,t+1})^{\varepsilon_w-1} F_{w,t+1}$$

$$1 = \delta_w \Pi_{W,t-1}^{\varepsilon_w-1} + (1 - \delta_w) \left(\frac{K_{w,t}}{F_{w,t}} \right)^{\frac{1-\varepsilon}{1+\phi\varepsilon_w}}$$

$$L_t = \left((1 + \tau_{c,t})^{-1} x^{-1} \frac{W_t}{P_t} (C_t^{-\sigma}) \right)^{\frac{1}{\phi}} \Delta_{w,t}$$

$$\Delta_{w,t} = \delta_w (\Pi_{w,t})^{-\frac{1}{\phi}} \Delta_{w,t-1} + (1 - \delta_w) \left(\frac{K_{w,t}}{F_{w,t}} \right)^{\frac{1}{\phi(1+\phi\varepsilon_w)}}$$

$$U_t = L_t + N_t$$

As aproximações log-lineares, onde as letras minúsculas são desvios log da variável do seu estado estacionário e as letras maiúsculas sem o tempo subscrito indicam um valor estacionário, são (pela mesma ordem):

$$nfa_t = -\frac{Q}{S} \frac{Y_h}{NFA} (q_t - s_t + y_{H,t}) + \frac{C}{NFA} c_t + \frac{\Pi}{1+i} (\pi_{t+1} - r_t + nfa_{t+1})$$

$$y_{h,t} = -\eta \left(\frac{Q}{S}\right)^\eta (q_t - s_t) + \frac{(1-\alpha)C}{(1-\alpha)C + \alpha Q^\eta C^*} + \frac{\alpha Q^\eta C^*}{(1-\alpha)C + \alpha Q^\eta C^*} + \frac{\alpha \eta Q^\eta C^*}{(1-\alpha)C + \alpha Q^\eta C^*} q_t$$

$$q_t = (1-\alpha) - \left(\frac{S}{Q}\right)^{\eta-1} s_t$$

$$\xi_{t+1} = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{1+i}{1+i^*}\right)^{\frac{1}{\sigma}} (r_t - r_t^*) + \xi_t$$

$$c_t = \xi_t + \frac{1}{\sigma} \left(\frac{1+\tau_c^*}{1+\tau_c}\right)^{\frac{1}{\sigma}} (\tau_{c,t}^* - \tau_{c,t}) + \frac{1}{\sigma} q_t + c_t^*$$

$$\bar{\delta}_{p,t} = \frac{(1-\delta_p)^\varepsilon \left(\frac{F}{K}\right)^\varepsilon}{\Delta_p} (f_t - k_t) + \delta_p \left(\frac{\Pi_H}{X}\right)^\varepsilon (\varepsilon(\pi_{H,t} - x_t) + \bar{\delta}_{p,t-1})$$

$$\frac{\delta_p(\varepsilon-1) \left(\frac{\pi_H}{X}\right)^{\varepsilon-1}}{(1-\delta_p) \left(\frac{\pi_H}{X}\right)^{\varepsilon-1}} (\pi_{H,t} - x_t) = (1-\varepsilon)(k_t - f_t)$$

$$c_t = c_{t+1} - \sigma(r_t - E_t[\pi_{t+1} + \Delta\tau_{c,t+1}] - \rho)$$

$$r_t = \frac{r^*}{r} r_t^* + \frac{\Psi NFA e^{NFA}}{r} nfa_t$$

$$f_{p,t} = \frac{QS^{-1}(1+\tau_c)^{-1}C^{-\sigma}Y_H}{F_p} (q_t - s_t - t_{c,t} - \sigma c_t + y_{h,t}) + \delta_p \left(\frac{\Pi_H}{X}\right)^{\varepsilon-1} \beta ((\varepsilon-1)(\pi_{H,t+1} - x_{t+1}) + f_{p,t+1})$$

$$k_{p,t} = \frac{u_p(1+\tau_w) \frac{w}{A_H} (1+\tau_c)^{-1} C^{-\sigma} Y_H}{K_p} (\tau_{w,t} + \tilde{w}_t - a_{h,t} - \tau_{c,t} - \sigma c_t + y_{h,t}) \\ + \delta_p \left(\frac{\Pi_H}{X} \right)^\varepsilon \beta (\varepsilon (\pi_{H,t+1} - x_{t+1}) + k_{p,t+1})$$

$$\pi_t = \pi_{t+1} + s_t - s_{t-1} + q_{t-1} - q_t$$

$$k_{w,t} = (1 - \delta_w \beta) (\tilde{x}_t + (1 + \phi) n_t) + (\delta_w \beta) \left(\frac{\Pi_w}{X_w} \right)^{\varepsilon_w(1+\phi)} (\varepsilon_w(1 + \phi) (\pi_{w,t+1} - x_{w,t+1}) + k_{w,t+1})$$

$$f_{w,t} = (1 - \delta_w \beta) (n_t + w_t - \tau_{c,t} - \sigma c_t) + \delta_w \beta \left(\frac{\Pi_w}{X_w} \right)^{\varepsilon_w-1} ((\varepsilon_w - 1) (\pi_{w,t+1} - x_{w,t+1}) + f_{w,t+1})$$

$$\frac{\delta_w (\varepsilon_w - 1) \left(\frac{\Pi_w}{X_w} \right)^{\varepsilon_w-1}}{1 - \delta_w \left(\frac{\Pi_w}{X_w} \right)^{\varepsilon_w-1}} (\pi_{w,t} - x_{w,t}) = \frac{(1 - \varepsilon_w)}{1 + \phi \varepsilon_w} (k_{w,t} - f_{w,t})$$

$$l_t = \left[\frac{1}{\phi} (w_t - \tau_{c,t} - x_t - \sigma c_t) + \tilde{\delta}_{w,t} \right]$$

$$\tilde{\delta}_{w,t} = \frac{(1 + \delta_w) \frac{1}{\phi(1 + \phi \varepsilon_w)} \left(\frac{F_w}{K_w} \right)^{\frac{1}{\phi(1 + \phi \varepsilon_w)}}}{\Delta_w} (f_{w,t} - k_{w,t}) + \delta_w \left(\frac{\Pi_w}{X_w} \right)^{-\frac{1}{\phi}} \left(\frac{1}{\phi} (x_{w,t} - \pi_{w,t}) + \tilde{\delta}_{w,t-1} \right)$$

e, onde para simplificar u_t , é

$$u_t = (l_t - n_t)$$

Por combinação das aproximações log-lineares (é fácil demonstrar que $\tilde{\delta}_{w,t} = \tilde{\delta}_{p,t} = 0$) obtêm-se o modelo log-linear utilizado neste trabalho.

Identificação do modelo linear

$$x_{t+1} = A(\vartheta)x_t + B(\vartheta)\varepsilon_t$$

$$Y_t = C(\vartheta)x_t$$

A identificação deste modelo estacionário tem sido estudada na literatura de engenharia, pelo menos desde Kalman, e tem um tratamento definitivo em Hannan e Dietmar (1988). Recentemente, Ng (seguindo Glover e Willems (1974) adaptou-o à identificação do modelo DSGE. Pelo método de substituição inversa, posso reescrever

$$y_t = \frac{C(\vartheta)[IL + A(\vartheta)L^2 + A(\vartheta)^2L^3 + \dots + A(\vartheta)^{t-1}L^t]B(\vartheta)\varepsilon_t}{W(\vartheta)}$$

e a covariância das observações:

$$\text{Cov}_t(y_t) = \Omega_t(\vartheta) = W_t(\vartheta)W(\vartheta)$$

O modelo é identificado se $\Omega_t(\vartheta) = \Omega_t(\Psi)$ implica $\vartheta = \Psi$. Assumindo que $\eta_t\eta_t' = I$, a condição de identificação reduz-se a mostrar que para a única matriz quadrada T e uma matriz ortonormal U que satisfaz o seguinte sistema:

$$A(\vartheta)T = TA(\Psi), \quad C(\vartheta)T = C(\Psi), \quad B(\vartheta)U = TB(\Psi)$$

são $T=I$ e $U=I$.

No nosso conjunto $A(\vartheta) = \begin{bmatrix} P(\vartheta) & Q(\vartheta) \\ 0 & N(\vartheta) \end{bmatrix}$, $B(\vartheta) = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$, $C(\vartheta) = [h(\vartheta)]$. A primeira restrição no nosso sistema é que observemos as variáveis de estado endógenas, por isso podemos reescrever

$C(\vartheta) = \begin{bmatrix} R(\vartheta) & S(\vartheta) \\ I & 0 \end{bmatrix}$ e a partição $T = \begin{bmatrix} T_1 & T_2 \\ T_3 & T_4 \end{bmatrix}$. Facilmente se vê que $T_1 = I$ e $T_2 = 0$. O segundo conjunto de restrições vem da estrutura especial de B . Vemos que $U = I$ e $T_4 = I$. Finalmente, encontramos $N(\vartheta)T_3 = T_3P(\Psi)$ que pode ser reescrito como $(I \otimes N(\vartheta))\text{vec}(T_3) = P(\Psi)' \otimes I \text{vec}(T_3)$. Assumindo que P e N não partilham nenhuma raiz comum implica $T_3=0$.