

## 4 ERPT

### 4.1 Identificação

#### 4.1.1 Introdução

O ERPT é o coeficiente que mede o reajuste da curva de oferta do produtor diante de mudanças no câmbio, como afirma Bussière (2007). Feenstra (1987), no que Goldberg & Knetter (1997) considera uma das primeiras tentativas de incorporar o papel da competição imperfeita e do comércio estratégico nas estimativas de ERPT, faz uma análise do repasse do câmbio a preços concentrada exclusivamente nas equações do produtor. Em modelos de ERPT endógeno, como o de Devereux et al. (2003), ele também é uma característica da oferta do produtor, equivalente à escolha da firma por operar sob PCP ou LCP (que implica um ERPT maior ou menor, respectivamente, no curto prazo). Similarmente, Corsetti et al. (2008) consideram que um modelo de competição imperfeita sem custos de distribuição (similar ao desenvolvido neste trabalho) tem ERPT estrutural unitário, já que o coeficiente associado à taxa de câmbio na equação de oferta log-linearizada é 1 (e comparam esta estimativa com uma regressão do preço dos produtos importados em função da taxa de câmbio e de controles, com estimativas geradas a partir de dados simulados de uma solução de DSGE).

A dificuldade na identificação do coeficiente de ERPT é um problema clássico de correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas: numa solução de equilíbrio geral o choque da curva de oferta afeta todas as variáveis da economia, e, portanto, a inclusão de variáveis explicativas no mesmo período da variável dependente torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários (o procedimento mais utilizado nesta literatura) inconsistentes. Para resolver este problema, podemos usar variáveis instrumentais ou, como será mostrado, estimar a covariância entre o termo de erro e as variáveis explicativas usando um SVAR. Ambas essas alternativas apresentam dificuldades adicionais, dis-

cutidas oportunamente. Antes de analisarmos o caso geral, vamos estudar este problema em um modelo simples de duas equações, dado por 4-1.

$$\begin{aligned}
 y_t &= 0,2y_{t-1} + 0,5z_t + u_t \\
 z_t &= 0,2z_{t-1} + 0,5y_t + v_t \\
 u_t &\sim NID(0, 1) \\
 v_t &\sim NID(0, 1) \\
 y_0 &= 0 \\
 z_0 &= 0
 \end{aligned} \tag{4-1}$$

De 4-1, obtemos 4-2. De 4-2 é possível ver como a estimação da forma reduzida dada por 4-3 viola a condição de ortogonalidade imposta na estimação por mínimos quadrados ordinários.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \frac{4}{15}y_{t-1} + \frac{2}{15}z_{t-1} + \frac{2}{3}v_t + \frac{4}{3}u_t \\
 z_t &= \frac{2}{15}y_{t-1} + \frac{4}{15}z_{t-1} + \frac{4}{3}v_t + \frac{2}{3}u_t
 \end{aligned} \tag{4-2}$$

A equação 4-3 é a forma reduzida para estimarmos os parâmetros da primeira equação de 4-1.

$$y_t = \alpha_0 y_{t-1} + \alpha_1 z_t + u_t \tag{4-3}$$

Sabemos que  $Cov(y_{t-1}, u_t) = 0$ , mas 4-2 indica que  $Cov(z_t, u_t) = \frac{2}{3}Var(u_t)$ , violando uma das hipóteses necessárias à estimação consistente de  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  por mínimos quadrados ordinários<sup>1</sup>. Portanto, esse procedimento de estimação não pode ser usado nesse caso<sup>2</sup>.

#### 4.1.2

##### Análise teórica generalizada

O conjunto de equações do nosso modelo DSGE log-linearizado depende de variáveis contemporâneas ( $Y_t$ ), defasadas ( $Y_{t-1}$ ), expectativas ( $E_t[Y_{t+1}]$ ) e choques ( $u_t$ ). A relação entre esses termos está dada na equação 4-4. Com o procedimento de solução de modelos de expectativas racionais adotado obtemos, a partir de 4-4, um sistema na forma 4-5.

$$\Gamma_0 Y_t + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 E_t[Y_{t+1}] + \Xi u_t = 0 \tag{4-4}$$

<sup>1</sup>Note que, se  $Var(u_t) = 0$ ,  $Cov(z_t, u_t) = 0$ , e, por conseqüência, o problema de endogeneidade desaparece.

<sup>2</sup>É possível resolver este problema, por exemplo, com variáveis instrumentais ( $z_{t-1}$  seria um instrumento válido para  $z_t$ )

$$Y_t = AY_{t-1} + Bu_t \quad (4-5)$$

O coeficiente de ERPT teórico é medido como a derivada parcial de um elemento do vetor  $Y_t$  (o preço dos produtos importados) em relação a outro (taxa de câmbio). Como ele é uma relação entre variáveis contemporâneas, ele é uma combinação de elementos da matriz  $\Gamma_0$ . Nosso interesse está em definir se (e em quais condições) um modelo simulado a partir de 4-5, solução de 4-4, é capaz de recuperar um dos parâmetros de 4-4 (em particular, o coeficiente de ERPT). Essa análise vale tanto para a estimação do ERPT com dados simulados a partir da solução de um DSGE como para a estimação do ERPT com dados reais, quando acreditamos que esses dados tenham sido gerados a partir da solução de algum problema de equilíbrio geral.

Cada linha de  $\Gamma_0 Y_t + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 E_t[Y_{t+1}] + \Xi u_t$  representa uma equação diferente do modelo ( $\Xi$  é, via de regra, arbitrada). Seja  ${}_i X_j$  a linha  $i$  da matriz  $X_j$ . Na representação 4-4, portanto, a equação de oferta (presente numa linha  $j$  arbitrária) assume a forma genérica 4-6.

$${}_j \Gamma_0 Y_t + {}_j \Gamma_1 Y_{t-1} + {}_j \Gamma_2 E_t[Y_{t+1}] + {}_j \Xi u_t = 0 \quad (4-6)$$

Podemos, nesse caso, assumir que somos capazes de observar  $E_t[Y_{t+1}]^3$ . Nessa situação podemos estimar os parâmetros da forma reduzida 4-7 com o termo 4-8 não observável.

$$\Omega_0 Y_t + \Omega_1 Y_{t-1} + \Omega_2 E_t[Y_{t+1}] + \kappa_t = 0 \quad (4-7)$$

Por 4-6 e 4-7 podemos concluir 4-8.

$$\kappa_t = {}_j \Xi u_t \quad (4-8)$$

As condições para que as matrizes  $\Omega_i$  converjam em probabilidade para  ${}_j \Gamma_i$  usando estimadores de MQO são que  $Cov({}_j \Xi u_t, {}_i Y_t) = 0$  para todo  $i$  na equação de oferta,  $Cov({}_j \Xi u_t, {}_i Y_{t-1}) = 0$  para todo  $i$  na equação de oferta (válida diante das suposições sobre  $u_t$ ) e  $Cov({}_j \Xi u_t, E_t[{}_i Y_{t+1}]) = 0$  para todo  $i$  na equação de oferta. Porém, por 4-5 valem 4-9 e 4-10. Portanto, para que valham as condições de ortogonalidade impostas na estimação por MQO é necessário que  ${}_j \Xi$  seja uma matriz de zeros. Resumidamente, é necessário que a equação de oferta não sofra choques<sup>4</sup>.

<sup>3</sup>Caso não sejamos capazes de observar as expectativas ou nossas medidas de expectativa sejam ruins, podemos resolver o modelo supondo expectativas racionais.

<sup>4</sup>Vale notar que num modelo com poucos setores é natural que choques setoriais sejam fontes importantes de variação dos agregados macroeconômicos, mas num modelo com diversos setores é provável que choques setoriais não impactem significativamente as outras variáveis do sistema: apesar de a equação de oferta sofrer choques, a parcela relevante da matriz  $B$  nas covariâncias analisadas é muito próxima de zero, caso no qual a endogeneidade pode ser ignorada e MQO pode ser usado. Mesmo nesse caso, todavia, as variáveis setoriais e as variáveis macroeconômicas devem permanecer correlacionadas - de forma que nada possa

$$\begin{aligned} Cov({}_j\Xi u_t, {}_iY_t) &= Cov({}_j\Xi u_t, {}_iAY_{t-1} + {}_iBu_t) = Cov({}_j\Xi u_t, {}_iBu_t) \\ &\text{para todo } i \text{ na equação de oferta} \end{aligned} \quad (4-9)$$

$$\begin{aligned} Cov({}_j\Xi u_t, E_t[{}_iY_{t+1}]) &= Cov({}_j\Xi u_t, {}_iAY_t) = \\ &= Cov({}_j\Xi u_t, {}_iAAY_{t-1} + {}_iABu_t) = Cov({}_j\Xi u_t, {}_iABu_t) \\ &\text{para todo } i \text{ na equação de oferta} \end{aligned} \quad (4-10)$$

Caso a equação de oferta sofra choques, há pelo menos duas alternativas possíveis para estimar os parâmetros de interesse. Uma é o uso de variáveis instrumentais (termos defasados das variáveis explicativas) e outra é a estimação das matrizes  $A$  e  $B$  usando um SVAR com as corretas restrições de identificação (que dependerão do modelo adotado)<sup>5</sup>. A partir das estimativas de  $A$  e  $B$ , podemos computar 4-9 e 4-10 e usar esses momentos para identificar as matrizes  ${}_j\Gamma_i$ .

Na abordagem de variáveis instrumentais, temos o risco de selecionar instrumentos ruins: algumas variáveis podem não ser fortemente autocorrelacionadas e isso pode fazer com que tenhamos instrumentos fracos. Como são várias as variáveis contemporâneas na equação de oferta do produtor, precisamos de vários instrumentos e isso aumenta as chances de incorrerem nesse problema. Já com o SVAR podemos impor condições de identificação erradas, também obtendo estimadores inconsistentes. Se a matriz  $B$  não for corretamente estimada, as covariâncias de 4-9 e 4-10 não serão corretamente calculadas e não estimaremos corretamente o ERPT. Ou seja, ambas as abordagens têm riscos significativos.

Como a fonte de choques de  $Y_t$  é única, todas as variáveis da economia são correlacionadas entre si. Portanto, a omissão de qualquer termo contemporâneo da equação de oferta é capaz de gerar inconsistência nos estimadores de MQO. Uma variável relevante  ${}_kY_t \in Y_t$  omitida transformará o termo não observável 4-8 em 4-11. Como resultado, a covariância entre 4-11 e as variáveis explicativas será dada não só pelas covariâncias 4-9 e 4-10 (a menos da variável  $k$ , agora eliminada) mas também pelas covariâncias 4-12, 4-13 e 4-14<sup>6</sup>.

$$\kappa_t = {}_j\Xi u_t + {}_k[{}_j\Gamma_0^T]{}_kY_t \quad (4-11)$$

ser omitido na equação de oferta - pois choques agregados continuam tendo o poder de afetar tanto variáveis agregadas como setoriais.

<sup>5</sup>Vale lembrar que nosso modelo deve prover um número suficiente de restrições para a identificação do SVAR, caso contrário o uso dessa alternativa não será factível.

<sup>6</sup> $A^T$  é a transposta da matriz  $A$ .

$$\begin{aligned}
 & Cov(k[j\Gamma_0^T]_k Y_{t,i} Y_{t-1}) = \\
 & = Cov(k[j\Gamma_0^T]_k AY_{t-1} + k[j\Gamma_0^T]_k Bu_{t,i} Y_{t-1}) = \\
 & = Cov(k[j\Gamma_0^T]_k AY_{t-1}, i Y_{t-1})
 \end{aligned} \tag{4-12}$$

para todo  $i \neq k$  na equação de oferta

$$\begin{aligned}
 & Cov(k[j\Gamma_0^T]_k Y_{t,i} Y_t) \\
 & \text{para todo } i \neq k \text{ na equação de oferta}
 \end{aligned} \tag{4-13}$$

$$\begin{aligned}
 & Cov(k[j\Gamma_0^T]_k Y_t, E[i Y_{t+1}]) = Cov(k[j\Gamma_0^T]_k Y_t, i AY_t) \\
 & \text{para todo } i \neq k \text{ na equação de oferta}
 \end{aligned} \tag{4-14}$$

Portanto, a omissão de variável relevante agrava sensivelmente o problema de endogeneidade. Se antes a ausência de choques na curva de oferta (ou a insignificância do setor em relação à economia, que gera zeros na matriz  $B$ ) era suficiente para a estimação por MQO, agora para isso, além da condição anterior, a covariância entre conjuntos de variáveis da economia precisa ser nula, uma condição muito mais difícil de se garantir.

### 4.1.3

#### Estratégia da literatura empírica

Goldberg & Knetter (1997) definem a regressão que estima o ERPT como a equação 4-15.

$$\begin{aligned}
 p_t &= \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \psi Z_t + \epsilon_t \\
 \epsilon_t &\sim N(0, \sigma_\epsilon^2)
 \end{aligned} \tag{4-15}$$

Em 4-15, quando  $\gamma < 1$  temos ERPT incompleto e se  $\gamma = 1$  temos ERPT completo.  $E_t$  representa a taxa de câmbio,  $X_t$  representa um conjunto de medidas de custo de produção,  $p_t$  é o preço do produto importado,  $Z_t$  é um conjunto de controles e  $\epsilon_t$  é um termo de erro. Pela análise aqui realizada, para que a forma reduzida 4-15 consiga estimar adequadamente o ERPT sob MQO é necessário que ela represente a verdadeira forma estrutural da curva de oferta e não sofra nenhum tipo de choque. Ou seja, devemos observar  $\sigma_\epsilon^2$  muito próximo de zero.

Todavia, a correta especificação da curva de oferta pode ser muito difícil de se obter, assim como a hipótese de que ela não é sujeita a choques pode

não ser defensável. Diante do relaxamento dessas suposições, podemos obter qualquer valor para o coeficiente  $\gamma$ , inclusive maior que a unidade ou menor do que zero. Quando o coeficiente de ERPT não é identificado, sua estimativa é sensível até mesmo à origem dos fenômenos econômicos analisados. De fato, Vigfusson et al. (2007) encontraram sensibilidade relevante das estimativas do ERPT a eventos específicos (tais como a crise da Ásia ou o aumento da integração comercial com algum país). Eles estimam que o coeficiente de ERPT poderia subir até 0,60 dependendo da circunstância em que a economia se encontra. Em face do argumento teórico aqui oferecido, essa seria uma evidência de má especificação da curva de oferta do produtor no modelo em questão.

A abordagem clássica para estimação do ERPT é a de Goldberg & Knetter (1997), estimando variações de 4-15 com diferentes conjuntos de controle. Essa equação pode ser estimada inclusive para indústrias e produtos específicos, não só para indicadores macronecômicos. Numa análise da literatura, Goldberg & Knetter (1997) afirmam que a média do ERPT estimado para a economia americana era de 60% (para outros países as estimativas indicariam um valor maior). Vários outros trabalhos posteriores indicaram uma possível queda do ERPT desde a década de 80 ou 90, como Taylor (2000), Gagnon & Ihrig (2001), Campa & Goldberg (2002) e Otani et al. (2005). Todavia, como argumentado neste trabalho, é muito difícil interpretar economicamente estas estimativas dados os problemas de identificação expostos. Vamos analisar, à luz dos argumentos deste capítulo, dois trabalhos recentes sobre o ERPT, um deles utilizando dados reais e o outro dados simulados.

### Usando dados reais

Um exemplo da aplicação da abordagem de Goldberg & Knetter (1997) é o procedimento de Gopinath et al. (2010) para estimar o ERPT a partir da forma reduzida 4-16.

$$\Delta p_t^f = \hat{\iota}_0 + \sum_{j=0}^n \hat{\tau}_j \Delta e_{t-j} + \sum_{j=0}^n \hat{\zeta}_j \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \hat{\varsigma}_j \Delta y_{t-j} + \hat{\epsilon}_t \quad (4-16)$$

Na equação 4-16,  $n$  é o número de defasagens significantes na estimativa  $e_t$  é a taxa de câmbio,  $\pi_t$  é a taxa de inflação de  $y_t$  é uma medida de produto. Os resultados de Gopinath et al. (2010) são reforçados por uma forma reduzida microeconômica na mesma linha de 4-16, com observações condicionais à mudança de preço. Gopinath et al. (2010) encontram grande

diferença no ERPT estimado de setores que operam sob PCP (95%) ou LCP (25%). Essa diferença de ERPT persiste significativa mesmo para o longo prazo (chega a 0,50), quando a escolha de o produtor operar sob PCP ou LCP não deveria mais afetar a precificação.

A idéia de que a equação de oferta 4-16 seja idêntica para todos os setores é uma hipótese forte, que pode ajudar a justificar os motivos de Gopinath et al. (2010) ter obtido tanta variabilidade entre as estimativas. Gopinath et al. (2010) também desenvolvem um modelo para entender as razões pelas quais uma firma escolhe operar sob PCP ou LCP: existe um valor para a soma descontada das covariâncias entre a expectativa do preço ótimo e a expectativa do câmbio para todos os períodos futuros a partir do qual todas as firmas operarão sob PCP. Para uma rigidez de preço suficientemente pequena, se o quociente da covariância entre o câmbio e a equação de oferta contemporâneas e a variância do câmbio for maior do que  $\frac{1}{2}$ , a firma escolhe PCP.

Portanto, como nossa amostra contém firmas que operam sob PCP e sob LCP, devemos esperar curvas de oferta diferentes entre os setores. Assim teremos PCP como sendo a escolha ótima para um conjunto de firmas enquanto que para outro não. E, além disso, trabalharemos com um conjunto de variáveis explicativas da forma reduzida maior do que 4-16, pois trabalharemos com todas as variáveis da curva de oferta do produtor sob rigidez de preço: nosso modelo acrescenta àquelas variáveis o salário, o consumo agregado, o preço de bens transacionáveis e a inflação estrangeira. Mesmo quando consideramos que cada setor é muito pequeno para afetar toda a economia, existem choques agregados (como o de política monetária) que afetam variáveis setoriais e agregadas. Sendo assim, mesmo analisando setores pequenos não podemos ignorar a correlação entre as variáveis setoriais e macroeconômicas, o que significa que não podemos omitir termos relevantes das nossas equações de oferta por acreditar que eles não sejam correlacionados com os demais.

Essa literatura estima, na maior parte das vezes, um coeficiente de ERPT menor do que a unidade. Aparentemente, portanto, o problema de endogeneidade tende a subestimar o coeficiente de ERPT. Isso pode explicar a incompletude estimada por Gopinath et al. (2010) para o setor de LCP. A maior contribuição deles está na obtenção de estimativas fortemente assimétricas entre os produtores que operam sob PCP ou LCP. Todavia, pelos problemas já apresentados da forma reduzida utilizada, podemos acreditar que este resultado se deve a um viés de omissão de variáveis. A idéia básica é que a forma reduzida omite variáveis que podem estar diretamente relacionadas às razões pelas quais um setor escolhe operar sob PCP ou LCP e ao mesmo tempo são

fortemente correlacionadas com a taxa de câmbio.

Para entendermos melhor o problema com a omissão de variáveis, vamos analisar o efeito da não inclusão do salário nessa forma reduzida. A abordagem que utilizaremos ilustra um dos possíveis canais pelos quais o viés de estimação do ERPT pode ser diferente para setores que operem sob PCP e LCP. Salários são um componente importante do custo marginal, e, por isso, aumentos salariais tendem a gerar aumentos de preço. Suporemos que o salário é um dos elementos mais importantes da curva de oferta e que, portanto, essa relação é suficiente para que salários e preços sejam positivamente correlacionados. Neste modelo, existe diferenciação de trabalho, e, portanto, cada setor da atividade econômica tem um salário diferente (algum tipo de heterogeneidade precisa ser introduzida para que possamos entender porque algumas firmas teriam como escolha ótima a operação com PCP enquanto outras teriam a operação ótima com LCP).

Além disso, suporemos que existe mobilidade internacional de trabalho. A mobilidade não é perfeita e é heterogênea entre setores. De acordo com Mishra & Spilimbergo (2009), quando a mobilidade internacional de trabalho é maior, surge um efeito de repasse cambial nos salários de até 30 pontos percentuais. Nessa linha, suporemos que existem dois setores nessa economia dados no sistema de equações 4-17. Estamos interessados em estimar o ERPT de ambos os setores.

$$\begin{aligned}
 p_t^1 &= 0,90W_t^1 + 0,30E_t + u_t \\
 p_t^2 &= 0,90W_t^2 + 0,30E_t + v_t \\
 W_t^1 &= 2 + v_t \\
 W_t^2 &= 2 + 0,30E_t + \epsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{4-17}$$

Os processos exógenos do sistema 4-17 são definidos por 4-18.

$$\begin{aligned}
 u_t &\sim NID(0, \sigma_u^2) \\
 v_t &\sim NID(0, \sigma_v^2) \\
 v_t &\sim NID(0, \sigma_v^2) \\
 \epsilon_t &\sim NID(0, \sigma_\epsilon^2) \\
 E_t &\sim NID(1, \sigma_E^2)
 \end{aligned}
 \tag{4-18}$$

Portanto,  $\frac{Cov(p_t^1, E_t)}{Var(E_t)} = 0,30$  e  $\frac{Cov(p_t^2, E_t)}{Var(E_t)} = 0,57$ . Sendo assim, o setor 2 opera sob PCP e o setor 1 sob LCP.

Agora, vamos tentar estimar o ERPT de ambos os setores usando a forma

reduzida genérica dada por 4-19. Para o setor 1,  $\xi_t = 0,90W_t^1$  e, para o setor 2,  $\xi_t = 0,90W_t^2$ . Portanto, para o setor 1  $\xi_t = 1,80 + 0,90v_t$  e para o setor 2  $\xi_t = 1,80 + 0,30E_t + 0,90\epsilon_t$ . Ou seja, o problema de variável omitida fez com que, para o setor 2, o termo de erro seja correlacionado positivamente com a variável dependente ( $p_t^2$ ) e com a variável explicativa ( $E_t$ ). Como resultado, apesar de ambos os setores apresentarem um ERPT de 0,30, o setor 2 terá um ERPT estimado por MQO maior, de 0,57 (enquanto que o setor 1 terá o ERPT estimado corretamente). Ou seja, o setor que opera sob PCP tem um ERPT maior, na mesma linha de Gopinath et al. (2010).

$$p_t^i = \alpha_0 + \alpha_1 E_t + \xi_t \quad (4-19)$$

Isso explica como heterogeneidades setoriais podem influenciar a estimativa de ERPT diante de um problema de omissão de variáveis relevantes, explicando a estimativa de Gopinath et al. (2010) para o ERPT de longo prazo e, ao mesmo tempo, a capacidade de associar ambos os tipos de indústria (que operam sob PCP ou LCP) a faixas de ERPT estimado.

### Usando dados simulados

Para ilustrar outra abordagem, ainda derivada da proposta de Goldberg & Knetter (1997), Corsetti et al. (2008) utilizam cinco especificações diferentes do modelo 4-15 para estimar o ERPT: 4-20, 4-21, 4-22 e 4-23)<sup>7</sup>. Nenhuma dessas quatro equações representa a curva de oferta do produtor simulada por eles, e, por isso, nenhuma das formas reduzidas utilizadas estima consistentemente o valor do ERPT estrutural calibrado (próximo de 93% no longo prazo).

$$\hat{p}_t^F = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 S_t + \hat{\alpha}_2 p_{t-1}^F \quad (4-20)$$

$$\hat{p}_t^F = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 S_t + \hat{\alpha}_2 p_{t-1}^F + \hat{\alpha}_3 p_t^H \quad (4-21)$$

$$\hat{p}_t^F = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 S_t + \hat{\alpha}_2 p_{t-1}^F + \hat{\alpha}_3 w_t^* + \hat{\alpha}_4 y_t \quad (4-22)$$

$$\hat{p}_t^F = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 S_t + \hat{\alpha}_2 p_{t-1}^F + \hat{\alpha}_3 p_t^H + \hat{\alpha}_4 w_t^* + \hat{\alpha}_5 y_t \quad (4-23)$$

<sup>7</sup>A quinta equação requer a definição de custos de distribuição, e, por isso, foi omitida nesta análise. Vários outros trabalhos, como Campa & Goldberg (2002), Otani et al. (2005) e Vigfusson et al. (2007) (vide Ghosh & Rajan (2007) para uma análise de uma série de outros estudos) utilizam especificações semelhantes a alguma destas quatro equações, explorando diferentes conjuntos de controles para a especificação original 4-15.

Em Corsetti et al. (2008), a equação de oferta não é sujeita a choques, e, portanto, não é necessário o uso de variáveis instrumentais ou das condições de momento geradas pelas estimativas de um SVAR para que o ERPT seja estimado. Todavia, a correta especificação da curva de oferta é imprescindível para que o coeficiente seja recuperado. Como eles operam com custos de distribuição, a curva de oferta dos produtos importados depende, sob completa flexibilidade de preços, da taxa de câmbio, do salário de ambos os países, da taxa de juros de ambos os países e da produtividade do setor de bens transacionáveis externos e de não transacionáveis domésticos<sup>8</sup>. Nenhum dos conjuntos de variáveis explicativas das formas reduzidas sequer se aproxima deste conjunto de variáveis, e essa pode ser uma explicação para o fato de que o coeficiente de ERPT não foi satisfatoriamente estimado. Segundo resultados comentados mas não exibidos em Corsetti et al. (2008), a capacidade das formas reduzidas 4-20, 4-21, 4-22 e 4-23 para estimar o ERPT mudou sensivelmente quando o modelo foi simulado somente com choques monetários, em vez de choques de produtividade. Mas o ERPT calibrado na curva de oferta do produtor é um parâmetro independente da origem do choque econômico. Ou seja, as formas reduzidas não são capazes de recuperar os parâmetros estruturais do modelo, dando mais um sinal da sua falta de identificação.

## 4.2

### Previsão de preços

A solução do problema 2-20 log-linearizada sob preços perfeitamente flexíveis mostra que o produtor responde completamente a qualquer movimento na taxa de câmbio (o coeficiente associado ao câmbio na log-linearização é unitário). Isso pode ser visto na equação A-41, que loglinearizada se torna 4-24. Note que o ERPT unitário é um conceito definido sob a perspectiva do produtor (que ignora qualquer possibilidade de afetar os preços de insumos, resultando em  $\frac{\partial w_t^*}{\partial s_t} = 0$ ). Todavia, em equilíbrio, os salários e o câmbio são movidos pelos mesmos choques. Nosso interesse aqui é analisar em que medida o coeficiente de ERPT (calculado sob a perspectiva do produtor) é relevante para entendermos os movimentos de preço no longo prazo. Por isso, consideraremos o caso de preços perfeitamente flexíveis (4-24).

$$p_t^F = \ln \frac{\theta_F}{\theta_F - 1} + s_t + w_t^* - z_t^F \quad (4-24)$$

Derivando a equação de oferta do produtor ficamos com 4-25.

$$\frac{\partial p_t^F}{\partial s_t} = 1 + \frac{\partial w_t^*}{\partial s_t} - \frac{\partial z_t^F}{\partial s_t} \quad (4-25)$$

<sup>8</sup>Com rigidez de preço o problema se torna ainda mais complexo.

Ou seja, temos razões para acreditar que o ERPT não seja um bom indicativo da resposta do preço dos produtos importados a movimentos no preço da moeda estrangeira nem no longo prazo (ou sob flexibilidade de preços). Diferentes choques de produtividade podem afetar os salários de forma diferente, o que faz com que diferentes choques de produtividade afetem preços e o câmbio de formas diversas.

Portanto, além do potencial problema de endogeneidade derivado da dificuldade de se assumir que as curvas de oferta não sofrem choques e que suas formas funcionais são perfeitamente conhecidas, diferentes choques de produtividade podem gerar diferentes dinâmicas para o comportamento dos salários. Ou seja, diferentes choques podem afetar  $\frac{\partial p_t^F}{\partial s_t}$  por meio de  $\frac{\partial w_t^*}{\partial s_t}$ . Portanto, o coeficiente de ERPT, além de exigir condições bastante rígidas e complexas para identificação, pode não ser um guia útil para entendermos variações de preço a partir do movimento da taxa de câmbio nem no longo prazo, quando a solução do problema da firma fica muito mais simples.

### 4.3

#### Estimação

No curto prazo, como mostra a solução do sistema de equações A-29, A-30 e A-31, o preço ótimo dos produtos importados depende contemporaneamente do preço dos bens transacionáveis domésticos, do consumo doméstico, do câmbio, da inflação doméstica, da produtividade setorial e do salário estrangeiro. Depende também da expectativa da inflação estrangeira e de duas variáveis auxiliares ( $x_{t+1}^5$  e  $x_{t+1}^6$ ). Como as variáveis auxiliares não são observáveis, precisamos resolver o sistema de forma a eliminá-las. Eliminando-as ficamos com uma equação que depende das expectativas de todas as outras variáveis em todos os períodos futuros de tempo. Todavia, isso significa que esta forma reduzida teria um número infinito de variáveis explicativas. Mas nossa amostra é finita, e por isso truncaremos as expectativas das variáveis explicativas em dois períodos à frente. Pelos parâmetros de rigidez de preço escolhidos, a inclusão das expectativas para os dois períodos seguintes ao da variável dependente deve ser suficiente (mais de 95% das firmas já terão reajustado seus preços nesse tempo). Por A-18, o índice de preços do mercado depende do preço ótimo, do índice defasado e da inflação doméstica contemporânea. Portanto, devemos incluir estas variáveis na nossa regressão (o preço ótimo, no caso, substituído pela lista de variáveis feita no começo deste parágrafo).

Note que nossa equação de oferta, excluindo os termos de expectativa oriundos da solução do sistema para eliminar as variáveis não observadas, tem 8 termos (preço defasado, câmbio, salário, produtividade, consumo agregado,

preço da concorrência, inflação e inflação estrangeira) e não sofre choques. As equações de oferta são aquelas com maior número de variáveis em toda a economia. Como o modelo é composto de diversas equações, algumas bastante simples, e poucas fontes de variação exógena (são somente 4 fontes de choque) podemos ter problemas de estimação da equação de oferta (que, com dois termos de expectativa futuros, tem 20 termos) devido à singularidade estocástica. Em particular, a equação de oferta dos produtos importados depende do preço dos produtos produzidos internamente, cuja equação de oferta é quase idêntica à dos produtos importados (a menos do salário, da produtividade e do câmbio). Inclusive, quando o choque de produtividade não está ativo, a única diferença entre as duas equações é o salário e o câmbio, duas variáveis altamente conectadas (o câmbio depende da relação de consumo entre os países e o consumo está diretamente ligado ao salário na equação de oferta de trabalho). E essa é só uma das possíveis relações entre as variáveis explicativas: para citar outro caso, a regressão da primeira diferença do câmbio nominal em função da primeira diferença do consumo estrangeiro, do salário nominal estrangeiro, da inflação doméstica e da inflação estrangeira tem  $R^2$  de 99,34% quando todos os choques estão ativos. Quando somente um choque está ativo, a inclusão das expectativas do período seguinte de todas as variáveis na equação de oferta já apresenta sinais de problema (não é possível inserir as expectativas de todas as variáveis nem um período à frente); quando todos os choques estão ativos, conseguimos incluir as expectativas de até dois períodos futuros. Neste trabalho, somente dois períodos são suficientes para que a maior parte das firmas tenha tido oportunidade de mudar preços, e, portanto, esta dificuldade não compromete seriamente a análise a ser realizada. Com dados não simulados, observamos uma menor interdependência entre as variáveis, que tende a diminuir este problema. Sendo assim, apesar de as amostras obtidas com a coleta de dados reais serem muito menores do que a amostra simulada neste exemplo, usá-las para a estimação do ERPT provavelmente permitirá que seja adotado um horizonte maior de expectativa das variáveis explicativas.

Por A-41 sabemos que no longo prazo as variações de preço devem seguir as variações no custo marginal (salários, produtividade e câmbio). Porém, no curto prazo todos os outros componentes mencionados são importantes na determinação da dinâmica dos preços. Vale notar que neste modelo a equação de oferta não sofre choques, e, portanto, sob a correta especificação dela seus parâmetros são identificados sob as condições usuais de MQO. Sendo assim, o modelo utilizado não permite avaliar o uso de variáveis instrumentais ou do SVAR na estimação do ERPT. Além disso, cabe ressaltar que, como não conseguimos observar todas as variáveis relevantes da curva de

oferta do produtor quando o problema é escrito na forma 4-4, este problema se torna bastante diferente do analisado anteriormente. Caso a curva de oferta sofresse choques e quiséssemos adotar o procedimento de variáveis instrumentais precisaríamos de instrumentos para as variáveis da curva de oferta e suas expectativas em pelo menos alguns períodos futuros de tempo. Seriam necessárias muitas defasagens de cada variável explicativa ou o uso de variáveis de fora do sistema para compor o conjunto de instrumentos, aumentando as chances de cairmos em um problema de instrumentos fracos.

Nosso objetivo aqui é encontrar uma forma reduzida que nos dê a melhor aproximação possível da estimativa de ERPT. Devido à natureza do problema de rigidez de preço que estamos analisando, precisaríamos incluir um número infinito de regressores para identificar corretamente o ERPT. Como argumentado, restringindo o número de expectativas de cada variável explicativa às expectativas para os dois próximos períodos futuros conseguiremos obter uma aproximação muito boa para o ERPT (pois mais de 95% das firmas já terão reajustado seus preços). Além disso, para evitar problemas derivados da não-estacionariedade das nossas séries de tempo, vamos estimar o ERPT neste trabalho usando variáveis em primeira diferença. O modelo estimado é 4-26, em que o ERPT de curto prazo é calculado como 4-27 e o de longo prazo é 4-28. Posteriormente, para avaliar a robustez das estimativas em relação à forma reduzida utilizada, iremos propor modificações em 4-26 para analisar como a inclusão ou omissão de variáveis afeta nossos resultados de 4-27 e 4-28.

$$\begin{aligned} \Delta p_t^f = & \hat{\alpha}_0 \pi_t + \hat{\alpha}_1 \Delta p_{t-1}^f + \sum_{j=0}^2 \hat{\beta}_j E_t[\Delta e_{t+j}] + \sum_{j=0}^2 \hat{\gamma}_j E_t[\Delta p_{t+j}^f] + \sum_{j=0}^2 \hat{\delta}_j E_t[\Delta \pi_{t+j}] + \\ & \sum_{j=0}^2 \hat{\omega}_j E_t[\Delta \pi_{t+j}^*] + \sum_{j=0}^2 \hat{\epsilon}_j E_t[\Delta c_{t+j}] + \sum_{j=0}^2 \hat{\xi}_j E_t[\Delta w_{t+j}^*] + \hat{\xi}_j E_t[\Delta w_{t+j}^*] + \hat{v}_t \end{aligned} \quad (4-26)$$

$$ERPT_{CP} = \hat{\beta}_0 \quad (4-27)$$

$$ERPT_{LP} = \frac{\hat{\beta}_0}{1 - \hat{\alpha}_1} \quad (4-28)$$

Este modelo contém todas as variáveis da curva de oferta do preço dos produtos importados, como nossa estratégia de identificação exige. Para comparar os resultados deste modelo com os de outros trabalhos desta literatura, basta eliminarmos algumas de suas variáveis (como o salário) ou substituí-las indevidamente (como utilizar o produto em vez do consumo). Com isso, teremos condições de analisar os efeitos da má especificação nos resultados obtidos,

e, conseqüentemente, discutir as conclusões de pesquisas anteriores.