

2

Revisão da Literatura

Como foi mencionado, este trabalho aborda a determinação das taxas de câmbio nominal e real. Embora a segunda seja calculada a partir da primeira, a dinâmica dos preços relativos entre os países faz com que as duas variáveis acabem apresentando propriedades distintas. Com as operações cambiais no mercado financeiro cada vez mais desenvolvidas, fica mais natural a idéia de que o comportamento da taxa nominal poderia ser aproximado pelo comportamento do preço de um ativo financeiro. Já a taxa de câmbio real efetiva deveria representar uma medida associada à competitividade externa do país. Embora no curto prazo seus movimentos reflitam basicamente os movimentos das taxas nominais devido à rigidez de preços, no longo prazo, seu comportamento é determinado pelo preço relativo dos bens não comercializáveis entre os países envolvidos em seu cálculo. Apresentaremos a seguir uma breve revisão da literatura associada à determinação das duas variáveis.

2.1.

Taxa de Câmbio Nominal: valor presente dos fundamentos econômicos

A literatura sobre os determinantes da taxa de câmbio nominal é extremamente vasta⁴. Nesta seção estaremos nos concentrando em uma parte específica dessa literatura que servirá de base para os exercícios feitos aqui. Desde a década de 1970, os modelos econômicos sugerem que a taxa de câmbio nominal pode ser vista como o preço de um ativo financeiro influenciado pelas expectativas a cerca do futuro da economia. Neste caso, a taxa de câmbio corresponderia ao “valor presente” dos fundamentos econômicos esperados, que por sua vez, estariam desempenhando um papel análogo ao dos dividendos em um modelo de precificação de ativos.

⁴ Vide Frankel e Rose (1995) para uma revisão mais ampla desta literatura.

O modelo teórico por trás dessa idéia é geralmente apresentado com base em três equações. A primeira delas consiste em uma relação entre a taxa de juros nominal e os fundamentos econômicos:

$$i_t = g(f_t)$$

onde i_t representa o logaritmo da taxa de juros doméstica, f_t é um vetor formado pelo logaritmo dos fundamentos da economia e $g(\cdot)$ é uma função linear genérica. Especificamos a primeira equação desta forma para deixar claro que diferentes modelos podem gerar o mesmo resultado final. Obstfeld e Rogoff (1996) fazem uso da equação de demanda por moeda, base de muitos modelos monetários envolvendo a taxa de câmbio nominal. Neste caso os fundamentos econômicos seriam os encaixes nominais, o produto e o nível de preços doméstico. Engle e West (2005) mostram que além da equação de demanda por moeda, $g(\cdot)$ poderia representar uma regra de Taylor usual. Os fundamentos seriam todas as variáveis às quais a taxa de juros nominal reage, podendo incluir até mesmo a taxa de câmbio nominal.

A segunda equação que precisamos é a da paridade da taxa de juros:

$$i_{t+1} = i_{t+1}^* + E_t[e_{t+1}] - e_t + \rho_t$$

O termo i_{t+1}^* denota a taxa de juros nominal do país estrangeiro, e_t denota a taxa de câmbio nominal, $E_t[e_{t+1}]$ denota a expectativa com base na informação disponível em t da taxa de câmbio no período seguinte e ρ_t corresponde aos desvios em relação à paridade descoberta da taxa de juros. Apesar deste último termo ser irrelevante para o resultado final do modelo, sabemos que a paridade descoberta é uma relação que não se verifica na prática e a inclusão deste termo deveria aproximar melhor a realidade. Enquanto Obstfeld e Rogoff (1996) simplesmente ignoram a existência desses desvios, Engle e West (2005) o consideram justificando-o como prêmio de risco ou erro expectacional.

Por fim, a terceira e última equação necessária⁵ é a da Paridade do Poder de Compra (PPC):

$$e_t = p_t - p_t^* + q_t$$

onde p_t e p_t^* correspondem ao logaritmo do nível de preços doméstico e estrangeiro, respectivamente. A variável q_t denota os desvios em relação à PPC e observações análogas às feitas para p_t se aplicam a este termo.

Juntando as três equações teríamos, sob forma genérica:

$$e_t = h(f_t, \rho_t, q_t, i_t^*) + \gamma E_t[e_{t+1}]$$

A função $h(\cdot)$ é linear e depende diretamente da forma que assumimos para $g(\cdot)$. Da mesma forma, γ é um coeficiente genérico no intervalo (0,1), que depende dos parâmetros incluídos em $g(\cdot)$.⁶ Iteramos a equação acima e consideramos os desvios ρ_t e q_t termos não observáveis, representados por u_t . Assumiremos ainda uma taxa de juros internacional constante e por isso ela será suprimida de nossa análise. Assim, teremos:

$$e_t = \sum_{s=0}^{\infty} \gamma^s E_t[h(f_{t+s}, u_{t+s})] = \sum_{s=0}^{\infty} \gamma^s h(E_t[f_{t+s}], E_t[u_{t+s}])$$

onde a segunda igualdade se dá pelo fato de $h(\cdot)$ ser uma função linear. O modelo acima é apenas uma representação genérica dos modelos específicos apresentados nos dois trabalhos citados nesta seção.

Engle e West (2005) apresentam uma análise teórica mostrando que, se os fundamentos (ou ao menos o termo não observável) forem integrados de ordem um e o fator de desconto, neste caso γ , for suficientemente próximo de um, a taxa de câmbio nominal manifestará um comportamento muito parecido com o de um passeio aleatório. Eles argumentam que este resultado explica não apenas o pouco poder preditivo dos fundamentos econômicos em relação à taxa de câmbio nominal, mas também o bom ajuste do passeio aleatório aos dados. De fato temos

⁵ Esta equação poderia ser suprimida caso a taxa de câmbio nominal fosse um dos elementos do vetor de fundamentos f_t . Caso contrário, a equação da PPC se faz necessária e precisaríamos que p_t fosse um elemento de f_t para garantir que o parâmetro γ seja menor do que 1.

⁶ A diferença entre o nível de preços doméstico e o estrangeiro pode entrar no vetor de fundamentos dependendo da função $g(\cdot)$.

que, sob expectativas racionais, se a taxa de câmbio nominal em t depende da expectativa acerca do futuro com base em toda a informação disponível neste período, a variação cambial entre t e $t+1$ dependerá apenas das informações novas adquiridas neste intervalo. Sendo assim, é razoável que não seja possível prever a taxa de câmbio nominal com base em informações sobre fundamentos passados e talvez seja mais adequado investigarmos se podemos prever os fundamentos futuros com valores passados da taxa de câmbio.

Embora o resultado teórico dos autores seja de grande interesse para os que buscam resolver o *forecasting puzzle*, sua verificação empírica é mais complicada, como, em geral, ocorre com grande parte dos resultados associados à determinação da taxa de câmbio nominal. Eles deixam clara a distinção entre as duas constatações. O resultado de que fundamentos não estacionários e fatores de desconto próximos de um fazem com que a taxa de câmbio se aproxime de um passeio aleatório, não deve ser misturado com o fato dessa taxa apresentar um forte componente *forward looking* e ajudar a prever fundamentos futuros. Para a primeira constatação eles argumentam que calibrações razoáveis da maior parte dos modelos econômicos que podem ser aplicados aqui, geram valores para β muito perto de um. Porém, é possível argumentar que a proximidade com o passeio aleatório é devido a muitos outros fatores além da taxa de desconto⁷. Além disso, caso β fosse próximo à unidade, mesmo os valores dos fundamentos em um futuro distante estariam afetando a taxa de câmbio hoje, devido ao baixo desconto que sofrem. Isso faria com que movimentos permanentes fossem mais importantes do que movimentos transitórios nos fundamentos. No entanto, na maioria das vezes, testes de cointegração usuais não apontam nenhuma relação de longo prazo entre a taxa nominal e qualquer variável incluída no vetor de fundamentos, f_t .

Para a segunda constatação os autores realizam testes de causalidade de Granger e calculam correlações entre a taxa de câmbio e o valor presente dos fundamentos calculado a partir do modelo para verificar se, de fato, a taxa de câmbio ajuda a prever as variáveis econômicas relevantes. Para os testes de causalidade eles encontram alguma evidência de que a taxa de câmbio Granger-
causa os fundamentos e que a relação reversa é substancialmente mais fraca. É

⁷ Isso poderia ocorrer, por exemplo, se o termo não observável seguisse um passeio aleatório e tivesse um peso alto para a taxa de câmbio nominal.

válido notar que os resultados dos testes não são muito robustos. Para o segundo exercício, os testes mostram que a correlação aumenta significativamente quando valores passados da taxa de câmbio são utilizados para calcular o valor presente dos fundamentos.

O grande problema com os resultados de Engle e West (2005) diz respeito à sua interpretação. Para a análise empírica, são utilizadas as variáveis hiato do produto, oferta de moeda, nível de preços e taxas de juros como fundamentos. Um argumento forte contra o modelo dos autores é que todas essas variáveis podem ser consideradas endógenas. De fato, a taxa de câmbio nominal pode ajudar a prever a taxa de juros ou o nível de preços simplesmente porque essas variáveis reagem a eles. Isso significa que o modelo dos autores não é o único a gerar os resultados encontrados e por isso, essas evidências não dão suporte empírico suficiente ao modelo. Por fim, os próprios autores assumem que os fundamentos observáveis podem desempenhar um papel secundário na determinação da taxa de câmbio, que por sua vez pode ser mais afetada pelas variações em u_t . Isso poderia explicar a falta de cointegração entre e_t e f_t .

Buscando solucionar o problema acima, Chen, Rogoff e Rossi (2008) decidem implementar testes de causalidade e previsões *out-of-sample* utilizando apenas índices de preços de commodities como fundamentos. Como a análise é feita somente para as três economias tradicionalmente estudadas na literatura de *commodity currencies*, Austrália, Canadá e Nova Zelândia, os autores argumentam que esta variável deve representar fundamentos importantes desses países e, por ser determinada internacionalmente, pode ser considerada exógena ao câmbio. Para comprovar este último argumento os autores utilizam o índice de preços de commodities global além de índices específicos para cada país.

Devido à presença de quebras estruturais, Chen, Rogoff e Rossi (2008) implementam a metodologia desenvolvida em Rossi (2005) para garantir que os resultados nos testes de causalidade de Granger sejam válidos. Além disso, são implementados alguns testes de robustez referentes às diferentes hipóteses sobre o mecanismo gerador de dados, às diferentes taxas de câmbio bilaterais e aos índices de preço de commodities individuais. Assim como é feito neste trabalho, as previsões fora da amostra são comparadas às de um passeio aleatório. Os resultados apontam para a existência de um forte componente *forward looking* na taxa de câmbio nominal para os três países e mostram que esta variável é, de fato,

muito útil para prever movimentos futuros nos preços de commodities. As evidências se mostram muito robustas e os autores afirmam que, neste caso, elas podem ser consideradas válidas para a verificação empírica do modelo descrito acima. Isso representa um grande avanço para o entendimento da determinação da taxa de câmbio se considerarmos as frequentes dificuldades encontradas em provar empiricamente os resultados teóricos encontrados na literatura. Os autores afirmam que as *commodity currencies* representam um laboratório ideal para análise de modelos envolvendo a taxa de câmbio devido à importância de choques voláteis e exógenos como os do índice de preços de commodities.

Como a maior parte dos trabalhos desta área publicados no exterior não considera a moeda brasileira em suas análises empíricas, pouco sabemos sobre a validade destes modelos para o Brasil. Como as exportações brasileiras, embora bastante influenciadas pelas exportações de commodities, são mais diversificadas do que as dos três países analisados em Chen, Rogoff e Rossi (2008), não podemos assumir automaticamente que este resultado vai valer também para o Brasil. Este trabalho visa completar esta lacuna existente na literatura.

2.2.

A taxa de câmbio real e a literatura sobre *commodity currencies*

O ponto de partida para a análise dos determinantes da taxa de câmbio real é a teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) que prevê que variações na taxa de câmbio nominal deveriam corrigir apenas o diferencial de inflação entre países⁸. De acordo com a PPC, as taxas de câmbio real dos países deveriam ser estacionárias e convergir para um nível de equilíbrio constante, ao menos no longo prazo.

Diversos trabalhos usaram as mais diferentes técnicas econométricas para encontrar evidências empíricas a favor da hipótese da PPC. Dentre muitos que podem ser mencionados aqui, preferimos citar o trabalho de Rogoff (1996) que apresenta um resumo das principais contribuições existentes. O autor destaca em seu trabalho dois fatos estilizados sobre o comportamento da taxa de câmbio. O primeiro é o consenso na literatura de que a vida média dos desvios em relação à

⁸ Esta definição diz respeito à Paridade do Poder de Compra relativa. A PPC Absoluta, representada pela chamada Lei do Preço Único, prevê que, convertidos para uma mesma moeda, os preços de produtos transacionáveis internacionalmente deveriam ser iguais entre países. Resultados empíricos rejeitam fortemente a PPC Absoluta (Rogoff (1996)).

PPC é entre três e cinco anos, ou seja, a taxa de convergência para o equilíbrio previsto pela teoria é de apenas 15% ao ano. O outro fato diz respeito à alta volatilidade desta variável no curto prazo. Rogoff (1996) argumenta então que, se a taxa de câmbio real é estacionária e converge para um nível de equilíbrio no longo prazo, é preciso encontrar um choque persistente e volátil o suficiente para explicar os dois fatos estilizados simultaneamente. Os modelos que são tradicionalmente utilizados para descrever o comportamento da taxa de câmbio se baseiam em choques monetários ou financeiros. Estes choques, embora bastante voláteis, não são persistentes o suficiente para explicar a primeira constatação mencionada acima. Uma alternativa seria a utilização de modelos que se baseiam em choques reais. Estes choques, por sua vez, são muito persistentes, mas não podem explicar a alta volatilidade cambial no curto prazo. A ausência de um choque que explique os dois fatos estilizados conjuntamente caracteriza o que Rogoff chama de *PPP puzzle*.

Buscando uma explicação teórica alternativa para o que era verificado nos dados, Harrod (1939), Balassa (1964) e Samuelson (1964) apresentaram o modelo mais popular para explicar o comportamento dos desvios da taxa de câmbio real em relação à PPC. Os autores formularam um arcabouço teórico segundo o qual o nível de equilíbrio do câmbio real pode variar no longo prazo dependendo do diferencial de produtividade dos setores de bens transacionáveis e não-transacionáveis, fato que ficou conhecido como efeito Balassa-Samuelson (ou Harrod-Balassa-Samuelson). A idéia central é que, sob a hipótese de uma pequena economia aberta com mobilidade perfeita dos fatores de produção, os salários nos setores de bens transacionáveis e não-transacionáveis devem ser iguais. Sendo assim, quando o setor de bens transacionáveis tem um aumento de produtividade maior do que o do setor de bens não transacionáveis ocorre uma mudança de preço relativo entre os dois tipos de bens. Isso acontece porque os bens do primeiro setor têm seu preço determinado no mercado internacional e não podem mudar diante do aumento de produtividade no setor doméstico. Logo, o salário deste setor e, conseqüentemente, do de não-transacionáveis, aumentam. Diante do aumento salarial, o preço dos bens não transacionáveis aumenta provocando a mudança no preço relativo. Essa mudança afeta o índice de preços agregado da economia provocando uma apreciação real. Um dos motivos pelo qual este modelo tornou-se tão popular é que ele explica um terceiro fato estilizado sobre a

taxa de câmbio real: ela é mais apreciada em países ricos que, por sua vez, têm maior nível de preços dada a maior produtividade de seus setores de bens transacionáveis⁹.

É importante destacar que este modelo considera a hipótese de mobilidade perfeita de capital e trabalho, o que permite aos autores considerarem somente o lado da oferta da economia. Embora esta explicação teórica representasse um avanço para o entendimento da determinação da taxa de câmbio real, as dificuldades empíricas ainda não estavam totalmente resolvidas. O trabalho de Froot e Rogoff (1991), por exemplo, mostra que para países do então chamado Sistema Monetário Europeu, as variações cambiais eram mais correlacionadas com gastos do governo, uma variável de demanda, do que com o crescimento da produtividade das economias.

O trabalho de Harrod-Balassa-Samuelson foi então estendido por outros estudos, como o de De Gregorio e Wolf (1994), que incorporaram no modelo o lado da demanda e os termos de troca. Na verdade, trabalhos anteriores já haviam relacionado variações da taxa de câmbio real e mudanças no preço relativo de importações e exportações (Greenwood (1984), Marion (1984) e Ostry (1988)), mas tiravam o foco da questão do diferencial de produtividade entre os setores da economia. O trabalho de De Gregorio e Wolf (1994) foi o primeiro a olhar conjuntamente para as duas coisas e acabou dando origem à literatura de *commodity currencies*. Por isso, a abordagem teórica dos autores será vista com mais detalhes a seguir.

2.2.1.

O modelo de De Gregorio e Wolf (1994)

É importante destacar inicialmente que este modelo poderia ser simplificado de forma a só incorporar o lado da oferta, como é apresentado por Cashin, Céspedes e Sahay (2004). Os resultados sobre os efeitos dos termos de troca e do diferencial de produtividade são mantidos independentemente da inclusão ou não do lado da demanda. No entanto, seguiremos o modelo mais geral apresentado no trabalho original.

⁹ Para chegar a esta conclusão é preciso assumir a hipótese de que o setor de tradeables é responsável pela maior parte dos aumentos de produtividade de países com altas taxas de crescimento. De fato, é constatado nos dados que os ganhos de produtividade são mais limitados no setor de não-tradeables.

Considere uma pequena economia aberta e três tipos de bens: um não comercializável e dois comercializáveis, dos quais, um é produzido domesticamente e é totalmente exportado e o outro, importado, só é produzido fora, mas é consumido na economia local. Os consumidores então derivam utilidade apenas do consumo do bem não comercializável e do bem importado.

As produções do bem exportado pela economia local (y_x) e do bem não comercializável (y_n) são dadas por:

$$y_x = a_x L_x^\alpha K_x^{1-\alpha}$$

$$y_n = a_n L_n$$

onde α é um parâmetro entre zero e um, K_x é o capital utilizado na produção do bem exportado e L_i é o trabalho utilizado na produção do bem i ($i = x, n$).

Os indivíduos irão consumir o bem importado, c_m , ao preço determinado internacionalmente, p_m , e o bem não comercializável c_n . As preferências são dadas por:

$$U = \left\{ \phi c_n^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + (1 - \phi) c_m^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right\}^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} \quad (1)$$

onde $\gamma = \frac{1}{1-\theta}$ e θ é a elasticidade de substituição entre os bens. Os consumidores maximizam (1) sujeito a seguinte restrição orçamentária¹⁰:

$$p_n c_n + p_m c_m = I \quad (2)$$

onde I é a renda disponível após o pagamento de impostos. A função de demanda por cada bem é dada então por:

$$c_n = \phi^\gamma \frac{I}{p} \left(\frac{p_n}{p} \right)^{-\gamma}$$

$$c_m = (1 - \phi)^\gamma \frac{I}{p} \left(\frac{p_m}{p} \right)^{-\gamma}$$

onde p representa o índice de preços agregado da economia. A agregação é baseada na utilidade dos agentes de forma que p é dado por:

$$p = \left\{ \phi^\gamma p_n^{\gamma-1} + (1 - \phi)^\gamma p_m^{\gamma-1} \right\}^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

A renda bruta, antes de descontar impostos, é dada por $p_n y_n + p_x y_x$. Os indivíduos pagam um imposto lump-sum, τ , que é usado para financiar os gastos

¹⁰ A taxa de câmbio nominal é normalizada para um.

do governo com bens não comercializáveis, g . A restrição orçamentária do governo é dada por:

$$\tau = p_n g$$

A renda disponível é dada então por:

$$I = p_x y_x + p_n (y_n - g)$$

Para fechar o modelo é necessário descrever as condições de equilíbrio no mercado de trabalho e de bens não comercializáveis. Assumimos a hipótese de que a oferta de trabalho é inelástica e de forma que:

$$L = L_x + L_n \quad (3)$$

A condição de equilíbrio no mercado de bens não comercializáveis é dada igualando-se demanda e oferta:

$$c_n + g = y_n = a_n L_n \quad (4)$$

Combinando (3) e (4) com as funções de demanda, obtemos a condição para que os dois mercados se equilibrem conjuntamente:

$$\tilde{\phi} \frac{p_x}{p_n} y_x + (1 - \tilde{\phi}) \left(\frac{y_x}{a_x} \right)^{\frac{1}{\alpha}} = (1 - \tilde{\phi}) (a_n L - g) \quad (5)$$

onde

$$\tilde{\phi} = \frac{\phi^\gamma p_n^{1-\gamma}}{\phi^\gamma p_n^{1-\gamma} + (1 - \phi)^\gamma p_m^{1-\gamma}}$$

Para chegar a uma equação relacionando o câmbio real aos termos de troca, é preciso adotar agora alguma hipótese sobre a mobilidade do capital. De Gregorio e Wolf (1994) derivam dois casos extremos: o de mobilidade perfeita e o de mobilidade nula. No caso de mobilidade perfeita os resultados não dependem dos fatores do lado da demanda uma vez que o retorno do capital, r , é determinado internacionalmente assim como o preço dos produtos exportados. Com isso, o salário, w , que deve ser igual no setor de bens exportados e no de bens não comercializáveis devido à mobilidade dos trabalhadores na economia doméstica, fica completamente determinado pelas duas variáveis determinadas fora do país, além da produtividade no setor do bem exportado. Consequentemente, o preço relativo entre os dois setores da economia local varia apenas com o diferencial de produtividade, o efeito Balassa-Samuelson.

Adotaremos então a hipótese de mobilidade nula do capital¹¹, que por sua vez será normalizado para um¹². Para um dado nível de produção, as firmas produtoras do bem exportado possuem a seguinte função de custo:

$$C = w \left(\frac{y_x}{a_x} \right)^{\frac{1}{\alpha}}$$

Assumindo concorrência perfeita neste mercado e igualando preço ao custo marginal temos:

$$p_x = \frac{w}{\alpha} \left(\frac{y_x^{1-\alpha}}{a_x} \right)^{\frac{1}{\alpha}}$$

É válido notar que neste caso o salário será determinado não só por p_x e a_x , mas também pelo nível de produção no setor do bem exportado. Para o setor de bens não comercializáveis, o trabalho não apresenta retornos decrescentes e, portanto, seu preço é dado por:

$$p_n = \frac{w}{a_n}$$

Juntando as duas equações acima, teremos:

$$p_n = \frac{p_x \alpha}{a_n} \left(\frac{y_x^{1-\alpha}}{a_x} \right)^{-\frac{1}{\alpha}} \quad (6)$$

A equação (6) permite que tanto mudanças no diferencial entre as produtividades a_n e a_x quanto mudanças no nível de produção de y_x afetem o preço relativo $\frac{p_n}{p_x}$. Levando em conta que p_x é determinado fora do país, restam duas variáveis endógenas, p_n e y_x , que são determinadas conjuntamente pelas equações (5) e (6). Note ainda que variações de p_m afetam o equilíbrio via o termo ϕ .

Isolando o termo de p_n teremos:

$$p_n = f \left(\begin{matrix} a_x & a_n & p_x & p_m & g \\ ? & - & + & - & + \end{matrix} \right)$$

¹¹ No trabalho de Gregory e Wolf (1994) que derivou o modelo original, a produção do bem exportado utiliza trabalho e capital como insumos. Por isso, precisamos adotar aqui a hipótese restritiva de mobilidade de capital imperfeita ou nula entre setores (transacionáveis e não transacionáveis) e esta hipótese pode não ser realista no caso brasileiro. No entanto, trabalhos posteriores como o de Cashin, Céspedes e Sahay (2004) e Montiel (1999) derivam modelos teóricos onde o mesmo resultado pode ser obtido sem precisar fazer hipóteses sobre a mobilidade do capital entre setores, pois este não é considerado um insumo na função de produção.

¹² Essa hipótese é adotada apenas para a derivação dos resultados teóricos, como apresentados em De Gregorio e Wolf (1994).

Utilizando raciocínio análogo para uma economia estrangeira, assumindo que as exportações da economia local representam uma fração suficientemente pequena das exportações mundiais e lembrando que os índices de preços agregados são funções homogêneas de grau um dos preços de importados e não comercializáveis, podemos escrever o índice agregado como:

$$p = p_m \psi(p_n/p_m)$$

$$p^* = p_m^* \psi(p_n^*/p_m^*)$$

onde as variáveis marcadas com * denotam os preços na economia estrangeira.

Dessa forma teremos que¹³:

$$\frac{p}{p^*} = \frac{\psi}{\psi^*} = f_2 \left(\begin{matrix} a_x & a_n & p_x/p_m & g \\ ? & - & + & + \end{matrix} \right)$$

2.2.1.1.

Intuição sobre o efeito de choques em p_x e p_m

Apresentado o modelo dos autores é válido analisar com mais detalhes o efeito de choques nos preços do produto exportado e do produto importado para entender melhor como os termos de troca acabam por afetar a taxa de câmbio real.

Inicialmente vamos analisar o efeito de um choque positivo no preço do produto exportado p_x (e consequentemente nos termos de troca). Um aumento em p_x aumenta a entrada de recursos externos aumentando a renda doméstica I . O aumento na renda provoca um aumento na demanda pelo bem não comercializável, de acordo com a função demanda deste bem, forçando p_m a subir. Notem que a correlação positiva entre p_x e p_m pode ser observada ainda pela equação (6), via equalização do salário nos dois setores. No entanto, este outro canal depende da hipótese mais forte de mobilidade perfeita do trabalho e já havia sido apontado nos trabalhos que destacavam o Efeito Balassa-Samuelson. De qualquer forma, ambos os canais apontam na mesma direção. O aumento em p_m eleva o nível de preços domésticos em relação ao estrangeiro, provocando uma apreciação da taxa de câmbio real.

Outra fonte de choques externos no modelo é o preço do bem importado. Um choque positivo em p_m (o que significa um choque negativo nos termos de troca) tem dois efeitos com direções opostas. O primeiro, de substituição, deveria aumentar a demanda pelos bens não comercializáveis o que por sua vez

¹³ É válido lembrar que no caso deste trabalho a taxa de câmbio real é definida de forma inversa a que é apresentada acima e, portanto, suas derivadas possuem sinais contrários.

provocaria uma apreciação cambial. O segundo, o efeito renda, deveria provocar uma queda na demanda por ambos os bens dado o menor poder de compra da renda doméstica, provocando uma diminuição em P_x . Esse segundo efeito provocaria uma depreciação na taxa de câmbio real. Os autores afirmam que o segundo efeito domina o primeiro no caso de baixo grau de substituição entre os bens, ou seja, $\gamma < 1$, que os autores apontam como o caso empiricamente relevante. Mesmo assumindo que um choque positivo no preço do bem importado provoca uma depreciação cambial o efeito de movimentos em P_m deve ser menor do que o de movimentos em P_x pois no caso do segundo preço não existe o efeito de substituição compensando parte do efeito renda. Além disso, no caso de economias com commodity currency, dada a maior diversificação das importações do que das exportações, espera-se que a principal fonte de choques nos termos de troca seja, de fato, o preço dos produtos exportados.

2.2.2.

A literatura sobre commodity currencies

A literatura de *commodity currencies* surgiu com base no seguinte arcabouço teórico. Países industrializados exportadores de manufaturas tendem a ter sua pauta de exportações mais diversificada e são menos afetados por variações no preço de um único produto. Isso geralmente não é observado em países exportadores de commodities. Em muitos casos, esses países possuem a pauta de exportação dominada por um pequeno grupo de produtos e, em geral, concentram-se em um ou dois produtos de maior importância. Podemos citar como exemplo a Austrália, cujas exportações são dominadas por lã e ferro-liga; a Nova Zelândia, com carne de carneiro, manteiga e kiwi dominando sua pauta; e o Canadá, com exportações de produtos florestais e alumínio¹⁴. Essa grande dependência das exportações em poucos produtos faz com que variações nos preços dessas commodities se traduzam fortemente em variações dos termos de troca dessas economias. Juntando este fato com o modelo de De Gregorio e Wolf (1994), temos que variações nos termos de troca desses países passam a ser uma importante fonte de choques em suas taxas de câmbio real. Dada a alta

¹⁴ Para uma análise mais detalhada sobre essas três economias vide Chen e Rogoff em (2003), Djoudad, Murray, Chan e Daw (2000), Fernandez em (2003) e Hampshire em (2008).

volatilidade desses choques e a possibilidade de serem mais persistentes que choques monetários, por exemplo, essas economias se tornaram alvo de muitos estudos na busca do que poderia ser uma solução para o *PPP puzzle* levantado por Rogoff (1996)¹⁵.

Uma pergunta relevante aqui seria: por que incluir índices de preços de commodities ao invés de usar simplesmente medidas usuais de termos de troca? A resposta é dada por Obstfeld e Rogoff (2000) que destacam os problemas associados à inclusão dos termos de troca como uma variável explicativa na equação de determinação da taxa de câmbio. Na presença de rigidez nominal em preços e salários e repasse parcial, os termos de troca e a taxa de câmbio real podem mover-se conjuntamente, não sendo possível identificar uma relação de causalidade entre as duas variáveis. Isso acarretaria problemas de endogeneidade que podem ser resolvidos com o uso de índices de preços de commodities, por se tratar de variáveis exógenas *a priori*.

Sendo assim, muitos estudos foram feitos para estimar a relação entre câmbio e preços de commodities. Inicialmente, a Austrália, o Canadá e a Nova Zelândia eram os únicos casos estudados. De fato, esses países possuem séries mais longas de câmbio flutuante e possuem as exportações extremamente dependentes de algumas poucas commodities. Pesquisadores de seus respectivos Bancos Centrais já vinham chamando atenção para esta relação havia um tempo. Inclusive, estudos das três instituições (principalmente o *Bank of Canada*), mostraram que modelos usuais para previsão da taxa de câmbio real tinham ganhos significativos se, junto com as antigas variáveis, fossem incluídos na equação preços de commodities ou termos de troca¹⁶.

Chen e Rogoff (2003) analisam com mais detalhes a relação de longo prazo entre as duas variáveis. Levando em conta problemas como a estacionariedade ou não das séries, endogeneidade e instabilidade dos parâmetros, os autores averiguam que, para os três países citados acima, as duas variáveis apresentam relação no longo prazo. Para controle de possíveis problemas de endogeneidade os autores utilizam o índice mundial de preços de commodities como instrumento para os índices específicos de cada país. Ao menos para a Austrália e a Nova Zelândia os resultados se mostram robustos. Os autores tentam

¹⁵ Ao menos para esses países exportadores de commodities.

¹⁶ Vide Djoudad, Murray, Chan e Daw (2000) e Amano e Norden (1993).

então buscar explicitamente uma solução para o *PPP puzzle* através de modelos monetários ampliados pela inclusão dos preços de commodities e do diferencial de produtividade entre os setores de bens transacionáveis e não-transacionáveis. Embora as duas últimas variáveis tenham se mostrado estatisticamente significantes, com sinal e magnitude esperados, isso não foi suficiente para que esses modelos explicassem totalmente a persistência dos choques no câmbio, mantendo ainda o *PPP puzzle*.

Dado que a utilização dos preços de commodities como determinantes da taxa de câmbio real vinha apresentando resultados favoráveis, era necessário analisar outros países além dos três já estudados. O primeiro trabalho publicado nessa linha foi o de Cashin, Céspedes e Sahay (2004), onde são analisados 58 países em desenvolvimento com dados mensais entre 1980 e 2002. Dada a amplitude do período amostral foi necessária a utilização de técnicas que levavam em conta a presença de quebras estruturais nas séries. Para decidir quais países seriam candidatos a possuir *commodity currencies*, os autores fazem uso de uma classificação disponibilizada pelo FMI sobre o padrão de comércio exterior dos países¹⁷. Foram selecionados países cujas receitas de exportação eram classificadas como provenientes de: produtos primários (exceto combustíveis) e diversos produtos. O Brasil estava incluído no grupo. Através de técnicas de cointegração, os autores determinavam quais países apresentavam relação de longo prazo entre as duas variáveis. Para os países que apresentavam essa relação foram realizados testes de exogeneidade das séries de preços de commodities e calculadas a velocidade de convergência para essa relação. Os resultados mostraram que cerca de um terço dos 58 países incluídos na pesquisa possuíam *commodity currencies* e o Brasil não estava neste grupo. Os testes de exogeneidade demonstram que para a maior parte das vezes era a taxa de câmbio nominal que se ajustava para voltar à relação de equilíbrio, isto é, os índices de preço eram exógenos. Por fim, a vida média dos desvios da relação de longo prazo era, em média, de apenas dez meses. Esse resultado parece mais razoável do que o resultado de três a cinco anos obtido nos trabalhos originais de PPC. De fato, se fosse assumida a hipótese de que a relação de longo prazo não é constante e varia

¹⁷ *Standard International Trade Classification*.

de acordo com choques nos termos de troca, os modelos se ajustariam muito melhor aos dados.

Embora os resultados acima fossem positivos, eles sugeriam que o câmbio brasileiro não era afetado pelo índice de preço construído pelos autores. Essa constatação ia de encontro aos resultados da dissertação de Fernandez (2003) que encontrou evidências de que o Brasil possuía, de fato, uma *commodity currency*. Ambos os trabalhos incluíam períodos de câmbio fixo e flutuante na economia brasileira. Enquanto Cashin, Céspedes e Sahay (2004) tratavam o problema controlando para quebras estruturais, Fernandez (2003) fazia uso disso para obter a heterocedasticidade necessária para identificação de seu sistema de equações através de um método desenvolvido por Rigobon (2003). Sua metodologia tratava dos possíveis problemas de endogeneidade entre as duas séries. Além disso, seus resultados eram robustos às diferentes hipóteses sobre a estacionariedade das séries de câmbio real. Fernandez (2003) analisou o caso de Brasil e Nova Zelândia. Seus resultados para a Nova Zelândia foram, de certa forma, surpreendentes em relação ao que se havia obtido anteriormente. Foi detectado que, na verdade, a influência ia na direção oposta para as séries neozelandesas, isto é, o país não possuía *commodity currency* e sim poder de mercado, e seu câmbio acabava por afetar o índice de preço de commodities do país. Para o Brasil não foi detectado nenhuma evidência de que o país possuísse poder de mercado.

Na falta de um consenso sobre o caso brasileiro, uma nova dissertação, Hampshire (2008), voltou a abordar o assunto. O autor analisou os casos de Brasil, Austrália, Nova Zelândia e Canadá. Seus resultados para o Brasil são compatíveis com os de Fernandez (2003), embora o estudo mais recente tenha analisado apenas o período de câmbio flutuante a partir de 1999 e tenha utilizado técnicas econométricas distintas. Em Hampshire (2008) são incluídas ainda variáveis como diferencial de juros, consumo do governo e resultado em conta corrente nas equações de câmbio. Para o Brasil, foi incluída ainda uma medida de risco-país dada pela série do EMBI. Dessas, a única variável com efeito significativo foi a medida de risco-país.

Apesar das evidências a favor da influência de choques nos preços de commodities na taxa de câmbio brasileira, os trabalhos acima não abordam a questão da previsibilidade da taxa de câmbio real. Como foi apresentada acima, a literatura ainda não conseguiu resultados consistentes sobre séries que consigam

prever a evolução da taxa de câmbio real melhor do que um passeio aleatório. Este trabalho visa contribuir para o entendimento do caso brasileiro mostrando não apenas uma evidência adicional da presença de *commodity currency*, mas, sobretudo, o poder preditivo das séries de preços de commodities em relação à taxa de câmbio real.