

5

Teste de causalidade de Granger e previsões *out-of-sample*

5.1.

Previsibilidade *In-Sample*

5.1.1.

Câmbio nominal

A partir dos resultados do capítulo anterior, estimaremos um modelo em primeira diferença, assim como é feito em Chen, Rogoff e Rossi (2008). Como no trabalho dos autores, mediremos o poder preditivo *in-sample* de cada variável através de um teste de causalidade de Granger. O número de defasagens é escolhido com base nos principais critérios de informação do VAR bivariado. São estimadas então as duas equações abaixo:

$$\begin{aligned}\Delta CNOM_{t+1} &= \theta_0 + \theta_1 \Delta PC_t^k + \theta_2 \Delta CNOM_t + e_{1,t+1}^k \\ \Delta PC_{t+1}^k &= \phi_0 + \phi_1 \Delta PC_t^k + \phi_2 \Delta CNOM_t + e_{2,t+1}^k\end{aligned}$$

Por precaução, realizamos um outro teste de Andrews (1993), desta vez para testar a estabilidade dos parâmetros θ_0 e θ_1 da primeira equação e ϕ_0 e ϕ_2 da segunda.

Teste de Andrews - Variável dependente: taxa de câmbio nominal

Índices	p-valor
$\Delta PCCL$	0.8820
$\Delta PCCI$	0.3203

Teste de Andrews - Variável dependente: $\Delta PCCL$

	p-valor
$\Delta CNOM$	0.4124

Variável dependente: ΔPCCI

	p-valor
ΔCNOM	0.7748

Tabela 7. Testes de Andrews – variáveis em primeira diferença

Como esperado, as duas relações se mostram estáveis e podemos realizar o teste de causalidade de Granger da maneira usual. Pela teoria apresentada na seção 2.1, deveríamos esperar que os testes revelassem causalidade apenas no sentido da taxa de câmbio para os preços de commodities. Se o comportamento da taxa nominal é, de fato, dominado pelo componente *forward looking*, valores passados dos preços de commodities não devem ajudar a prever a taxa de câmbio nem dentro nem fora da amostra.

Seguindo Chen, Rogoff e Rossi (2008), testamos a hipótese nula de que $\theta_0 = \theta_1 = 0$ na primeira equação e $\phi_0 = \phi_1 = 0$ na segunda. Abaixo apresentamos os p-valores do teste de causalidade de Granger:

$$\Delta \text{CNOM}_{t+1} = \theta_0 + \theta_1 \Delta \text{PC}_t + \theta_2 \Delta \text{CNOM}_t + e_{1,t+1}$$

$$H_0: \theta_0 = \theta_1 = 0$$

	P-Valor
índice	CNOM
PCCL	0.9033
defasagens	1
PCCI	0.8919
defasagens	1

$$\Delta \text{PC}_{t+1} = \phi_0 + \phi_1 \Delta \text{PC}_t + \phi_2 \Delta \text{CNOM}_t + e_{2,t+1}$$

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = 0$$

	P-Valor
índice	CNOM
PCCL	0.0397
defasagens	1
PCCI	0.0230
defasagens	1

Tabela 8. Testes de causalidade de Granger – câmbio nominal

Como podemos ver acima, a taxa de câmbio nominal se mostra importante para prever as variações futuras do índice de preços de commodities. A causalidade no sentido reverso não se mostra significativa.

Nossos resultados são compatíveis com os de Chen, Rogoff e Rossi (2008), a não ser pela ausência de quebras estruturais. Os testes acima representam um primeiro indício de que para entender a determinação da taxa de câmbio nominal do Brasil é necessário incorporarmos as expectativas sobre o futuro no modelo. No entanto, é preciso ainda verificar se estes resultados se transferem para as previsões *out-of-sample*, que possuem maior aplicação prática e aproximam de forma mais realista as restrições informacionais a que estamos sujeitos.

Antes disso, será realizado um exercício adicional com uma pequena alteração em relação ao que foi feito acima. Ao replicarmos o teste de causalidade de Granger de Chen, Rogoff e Rossi(2008) para o Brasil, vemos que a hipótese nula envolve não apenas o coeficiente da variável de interesse mas também o intercepto. Acreditamos que o teste de causalidade de Granger mais coerente com a análise fora da amostra que fizemos nesta seção consiste em avaliar se apenas o coeficiente de interesse é significativamente diferente de zero. Por isso, apresentamos abaixo o resultado deste segundo teste³⁵.

$$\Delta \text{CNOM}_{t+1} = \theta_0 + \theta_1 \Delta \text{PC}_t + \theta_2 \Delta \text{CNOM}_t + e_{1,t+1}$$

$$H_0: \theta_1 = 0$$

	P-Valor
índice	CNOM
PCCL	0.6983
lags	1
PCCI	0.6802
lags	1

³⁵ Esses resultados devem ser comparados aos do teste apresentado na Tabela 8 do capítulo 5.

$$\Delta PC_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PC_t + \alpha_2 \Delta CNOM_t + e_{2,t+1}$$

$$H_0: \alpha_2 = 0$$

	P-Valor
índice	CNOM
PCCL	0.0653
lags	1
PCCI	0.2600
lags	1

Tabela 8b. Teste de causalidade de Granger – sem testar o intercepto

Como podemos ver, apenas para o índice PCCL encontramos evidências de que a taxa de câmbio nominal ajuda a prever os preços de commodities dentro da amostra.

Passaremos então para a análise da taxa de câmbio real.

5.1.2. Câmbio real

O procedimento para a taxa de câmbio real é bem diferente do descrito acima. O teste no modelo de correção de erros não apenas analisa a causalidade no curto prazo, mas também a de longo prazo, representada pelo termo do desvio em relação ao equilíbrio de cointegração. Além disso, como este procedimento envolve também variáveis em nível, sabemos pelos testes do capítulo anterior que teremos que levar em consideração a instabilidade dos parâmetros.

De acordo com Granger (1988), se duas séries são cointegradas deve existir relação de causalidade em pelo menos uma direção. Para a taxa de câmbio real, a literatura sobre *commodity currencies* sugere que esta causalidade, ao menos no longo prazo, vai dos preços de commodities para a taxa de câmbio. Como no curto prazo há rigidez no nível de preço agregado, podemos encontrar indícios da causalidade reversa devido à relação dos preços de commodities com a taxa de câmbio nominal. Sendo assim, serão realizados testes para causalidade de Granger apenas de curto prazo, apenas de longo prazo e para as duas juntas.

Começaremos testando as duas causalidades simultaneamente. Estimaremos então as seguintes equações:

$$\Delta CREAL_t =$$

$$\alpha_1^1 (CREAL_{t-1} - \alpha_0 - \beta_0 PC_{t-1}^j - \beta_1 \delta_{at}) + \sum_{m=1}^M \lambda_m^1 \Delta CREAL_{t-m} + \sum_{m=1}^M \gamma_m^1 \Delta PC_{t-m}^j + u_{1t}^j$$

$$\Delta PC_t^j =$$

$$\alpha_1^2 (CREAL_{t-1} - \alpha_0 - \beta_0 PC_{t-1}^j - \beta_1 \delta_{at}) + \sum_{m=1}^M \lambda_m^2 \Delta CREAL_{t-m} + \sum_{m=1}^M \gamma_m^2 \Delta PC_{t-m}^j + u_{2t}^j$$

onde α_0 e β_0 são os parâmetros da relação de cointegração para os quais a hipótese de estabilidade foi rejeitada e δ_{at} é descrita exatamente da mesma forma que no capítulo anterior. Incluímos esta variável com o intuito de controlar para a instabilidade dos parâmetros³⁶. Implementaremos então um teste F em cada regressão para testar causalidade no curto e no longo prazo conjuntamente:

$$F_1 : H_0 : \alpha_1^1 = \gamma_1^1 = \gamma_2^1 = \dots = \gamma_m^1 = 0$$

$$F_2 : H_0 : \alpha_1^2 = \lambda_1^2 = \lambda_2^2 = \dots = \lambda_m^2 = 0$$

O número de defasagens a serem incluídas no VEC, M , foi determinado com base em critérios de informação³⁷ aplicados a um VAR contendo as variáveis em nível. As tabelas 9 e 10 apresentam as estatísticas de cada teste.

Estatística F1	
Variável	CREAL
PCCL_CPI	2.6962**
defasagens	2
PCCL_AE	3.6643***
defasagens	4
PCCI_CPI	2.6206*
defasagens	2
PCCI_AE	2.1730*
defasagens	3

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% respectivamente

Tabela 9. Teste de Causalidade de Granger – F1

³⁶ Utilizamos o parâmetro $\hat{a}$ estimado no teste de Gregory e Hansen (1996) para determinar o ponto de quebra em cada caso.

³⁷ AIC, SC, LR e HQ.

Estatística F2	
Variável	CREAL
PCCL_CPI	1.5815
defasagens	2
PCCL_AE	2.3360**
defasagens	4
PCCI_CPI	2.6669*
defasagens	2
PCCI_AE	3.8388***
defasagens	3

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% respectivamente

Tabela 10. Teste de Causalidade de Granger – F2

Como podemos ver pela tabela da estatística F1, a maior parte das evidências indicam que os índices de preços calculados ajudam a prever valores futuros da taxa de câmbio real. Encontramos ainda uma causalidade reversa indicando que a taxa de câmbio real ajuda a prever os índices de preços deflacionados.

Passemos então para a análise da causalidade de curto prazo. Nesse caso, o teste F é aplicado somente aos parâmetros das defasagens em primeira diferença das variáveis explicativas, ou seja:

$$F_1 : H_0: \gamma_1^1 = \gamma_2^1 = \dots = \gamma_m^1 = 0$$

$$F_2 : H_0: \lambda_1^2 = \lambda_2^2 = \dots = \lambda_m^2 = 0$$

Os resultados são apresentados nas tabelas 11 e 12:

Estatística F1	
Variável	CREAL
PCCL_CPI	1.6570
defasagens	2
PCCL_AE	2.8488**
defasagens	4
PCCI_CPI	0.5368
defasagens	2
PCCI_AE	1.4946
defasagens	3

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% respectivamente

Tabela 11. Teste de Causalidade de Granger – curto prazo – F1

Estatística F2	
Variável	CREAL
PCCL_CPI	1.1750
defasagens	2
PCCL_AE	1.7969
defasagens	4
PCCI_CPI	1.1762
defasagens	2
PCCI_AE	2.2061*
defasagens	3

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% respectivamente

Tabela 12. Teste de Causalidade de Granger – curto prazo – F2

O resultado acima é de certa forma surpreendente. Se o resultado do primeiro teste apontava causalidade nas duas direções, a explicação mais plausível seria a relação de curto prazo entre a taxa de câmbio nominal e os preços de commodities, que deveria fazer com que as estatísticas F2 fossem significativas no teste acima. No entanto, não é isso que observamos empiricamente. Os dados revelam, na maioria dos casos, a ausência de causalidade de curto prazo nos dois sentidos.

Por fim, para analisar a causalidade de longo prazo testamos:

$$F_1 : H_0: \alpha_1^1 = 0$$

$$F_2 : H_0: \alpha_1^2 = 0$$

Os resultados são apresentados nas tabelas 13 e 14:

Estatística F1	
Variável	CREAL
PCCL_CPI	6.2728**
defasagens	2
PCCL_AE	6.0400**
defasagens	4
PCCI_CPI	7.0724***
defasagens	2
PCCI_AE	7.1300***
defasagens	3

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% respectivamente

Tabela 13. Teste de Causalidade de Granger – longo prazo – F1

Estatística F2	
Variável	CREAL
PCCL_CPI	1.2486
defasagens	2
PCCL_AE	8.4450***
defasagens	4
PCCI_CPI	7.6072***
defasagens	2
PCCI_AE	11.5124***
defasagens	3

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% respectivamente

Tabela 14. Teste de Causalidade de Granger – longo prazo – F2

Considerando apenas o efeito via o desvio da relação de cointegração, os testes apontam uma causalidade bem mais significativa em ambos os sentidos. Dado o resultado dos testes para causalidade de curto prazo, isso já deveria ser esperado.

Vemos então que, se considerarmos a taxa de câmbio real e os preços de commodities deflacionados, as duas variáveis se relacionam somente no longo prazo e há causalidade de Granger nos dois sentidos. Enquanto a primeira constatação é consistente com o arcabouço teórico, a segunda envolve algumas complicações. Como tanto a taxa de câmbio real quanto os preços de commodities são significativamente afetados pelos desvios da relação de longo prazo, a hipótese de exogeneidade fraca da variável associada aos termos de troca é violada. Ainda que isso nos leve a questionar a validade de inferências e interpretações sobre os parâmetros do vetor de cointegração, todos os resultados sobre previsibilidade aqui descritos se mantêm completamente válidos. Em termos preditivos, os resultados acima indicam apenas que uma variável não deve ajudar a prever a outra no curto prazo. Já para horizontes de previsão maiores, poderíamos encontrar algum poder preditivo devido à relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real e os preços de commodities. Por isso, é importante analisarmos se as evidências encontradas acima se verificam também com previsões fora da amostra.

5.2.

Previsibilidade *Out-of-Sample*

Para fazer as previsões *out-of-sample*, estimaremos o modelo correspondente a cada taxa de câmbio utilizando apenas uma parte da amostra e, em seguida, são realizadas as previsões de valores das duas variáveis em períodos que não foram incluídos na estimação.

Os modelos serão estimados utilizando-se uma janela rolante de tamanho fixo, 3 anos (36 meses), o que reduz o impacto da quebra estrutural nas previsões fora da amostra. Embora o pequeno número de observações da janela sacrifique os graus de liberdade das regressões, acreditamos ser um tamanho razoável para tornar irrelevante o efeito da instabilidade dos parâmetros nestas previsões³⁸. Além disso, geramos um número de previsões satisfatório para cada horizonte. Dado que o tamanho da nossa janela é de 36 meses, a primeira estimação inclui os dados até 2001, fazendo com que as previsões sejam geradas somente de 2002 em

³⁸ Para a análise de câmbio nominal, onde não foi detectada a presença de quebras, fizemos o mesmo exercício com uma janela maior (5 anos = 60 meses) e os resultados permaneceram inalterados.

diante. Uma observação importante é que, para os horizontes de previsão maiores do que um, foram utilizadas as previsões geradas pela mesma janela para os horizontes anteriores como *inputs* no cálculo dos últimos valores previstos.

São computadas as previsões para 1, 3, 6, 12 e 24 meses a frente e os erros de previsão do nosso modelo e do passeio aleatório sem *drift*. Seguindo a metodologia utilizada em Meese e Rogoff (1983), a comparação entre os dois modelos é feita segundo três estatísticas: erro quadrático médio (EQM)³⁹, erro médio (EM) e erro absoluto médio (EAM). Como apontam os autores, se a real distribuição da taxa de câmbio possuir determinadas particularidades⁴⁰, o primeiro critério pode não ser o mais indicado e a observação dos outros dois poderia ajudar a determinar o melhor modelo.

Abaixo, são apresentadas as definições de cada estatística:

$$EQM_h = \frac{\sum_{i=0}^{N_h} \left(X^f(t+h+i) - X(t+h+i) \right)^2}{N_h}$$

$$EM_h = \frac{\sum_{i=0}^{N_h} \left(X^f(t+h+i) - X(t+h+i) \right)}{N_h}$$

$$EAM_h = \frac{\sum_{i=0}^{N_h} |X^f(t+h+i) - X(t+h+i)|}{N_h}$$

onde h é o horizonte de previsão ($h = 1, 3, 6, 12, 24$), N_h é o número de previsões feitas para cada horizonte e t é o período do último dado conhecido da primeira janela. As previsões são feitas a partir de $t+1$. X^f denota o valor previsto e a sigla sem o sobrescrito é o valor verdadeiro da variável X .

Assim como em Meese e Rogoff (1983), estamos utilizando o logaritmo das séries, o que torna as estatísticas acima livres de uma unidade⁴¹. Isso nos permite comparar resultados utilizando diferentes índices ou taxas de câmbio. Adicionalmente, a utilização do logaritmo das séries evita um possível problema gerado pela desigualdade de Jensen. Em exercícios como este, o melhor modelo

³⁹ No paper, os autores utilizam a raiz quadrada desta estatística (RMSE)

⁴⁰ Caso o câmbio seja um processo de Pareto estável não normal com variância infinita ou simplesmente tenha caudas pesadas e variância finita.

⁴¹ Elas estão aproximadamente em termos percentuais.

para prever a taxa R\$/US\$ poderia não ser o melhor para prever a taxa inversa, US\$/R\$, por exemplo.

Lembramos ainda que os diferentes horizontes de previsão não são diretamente comparáveis entre si, mas podemos ter um modelo que descreva melhor o comportamento da taxa de câmbio no curto prazo, sendo dominado por outro em horizontes maiores.

Por fim, são realizados testes de Diebold-Mariano (1995) para averiguar se as estatísticas calculadas para nosso modelo são significantemente diferentes das estatísticas calculadas para o passeio aleatório⁴². A hipótese nula do teste é de que as estatísticas dos dois modelos são iguais. Os resultados para cada taxa de câmbio são apresentados nas duas seções que seguem.

5.2.1.

Câmbio nominal

Apresentaremos inicialmente as três estatísticas descritas acima para as previsões da taxa de câmbio nominal usando uma defasagem da própria taxa de câmbio, intercepto e uma defasagem do índice de preços de commodities (PCCL ou PCCI).

Estatísticas – Previsão da taxa de câmbio nominal

Previsão h meses a frente	PCCL					
	EQM		EM		EAM	
	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.
h=1	0.0012	0.0012	-0.0054	-0.0045	0.0267	0.0257
h=3	0.0059	0.0059	-0.0148	-0.0142	0.0585	0.0518
h=6	0.0192	0.0229	-0.0219	-0.0222	0.1067	0.1041
h=12	0.0288	0.0521	-0.0828	-0.0953	0.1450	0.1770
h=24	0.0580	0.1619	-0.1901	-0.2773	0.2293	0.3262

⁴² Na verdade, o teste implementado já é uma versão modificada do teste original de Diebold-Mariano. A modificação é feita por Harvey, Leybourne e Newbold (1997).

Teste de Diebold-Mariano.

PCCL			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.4503	0.0771	0.3181
h=3	0.4890	0.0985	0.1079
h=6	0.2075	0.3097	0.4172
h=12	0.0368	0.3653	0.0970
h=24	0.0052	0.1568	0.0313

Tabela 15. Previsão de câmbio nominal usando o índice PCCL

Estatísticas - Previsão da taxa de câmbio nominal

PCCI						
Previsão h meses a frente	EQM		EM		EAM	
	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.
h=1	0.0013	0.0013	-0.0050	-0.0060	0.0273	0.0263
h=3	0.0059	0.0064	-0.0155	-0.0194	0.0580	0.0555
h=6	0.0160	0.0196	-0.0356	-0.0426	0.0987	0.0970
h=12	0.0274	0.0513	-0.0972	-0.1229	0.1406	0.1766
h=24	0.0609	0.1803	-0.2033	-0.3169	0.2385	0.3438

Teste Diebold-Mariano

PCCI			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.3760	0.0734	0.3345
h=3	0.3824	0.1089	0.3506
h=6	0.2241	0.1888	0.4498
h=12	0.0452	0.4713	0.0906
h=24	0.0041	0.1360	0.0333

Tabela 16. Previsão de câmbio nominal usando o índice PCCI

Como podemos ver pelas tabelas acima, independente do índice utilizado e do critério de comparação entre os modelos, o passeio aleatório mostra ter um poder preditivo superior em todos os horizontes analisados. Como o teste de Diebold-Mariano é um teste bilateral, ele pode rejeitar a hipótese nula tanto para o caso em que o passeio aleatório é significativamente melhor quanto para o caso em que o nosso modelo é melhor. Como podemos ver acima, ele chega a rejeitar a hipótese nula a favor da hipótese alternativa de que o passeio aleatório é melhor nos maiores horizontes de previsão⁴³, o que é condizente com o fato de as duas variáveis não apresentarem uma relação de longo prazo, como vimos no capítulo 4. Os resultados acima são consistentes também com os resultados dos testes de causalidade de Granger vistos anteriormente e com as evidências obtidas por Chen, Rogoff e Rossi (2008) para Austrália, Canadá e Nova Zelândia.

Passemos então para a previsão dos dois índices de commodities utilizando o mesmo modelo. As tabelas 17 e 18 apresentam os resultados obtidos:

Estatísticas - Previsão do índice de preços de commodities

PCCL						
	EQM		EM		EAM	
Previsão h meses a frente	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.
h=1	0.0006	0.0005	0.0118	0.0060	0.0189	0.0164
h=3	0.0032	0.0022	0.0359	0.0198	0.0453	0.0369
h=6	0.0091	0.0059	0.0692	0.0376	0.0777	0.0619
h=12	0.0258	0.0158	0.1357	0.0807	0.1359	0.0970
h=24	0.0699	0.0422	0.2521	0.1643	0.2521	0.1774

⁴³ Isso ocorre apenas para as estatísticas EQM e EAM. Como veremos até o final do capítulo, a estatística EM apresenta resultados um pouco divergentes das demais, e, por isso, alguns de nossos comentários não se aplicarão a esta estatística.

Teste Diebold-Mariano

PCCL			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.0924	0.0240	0.0128
h=3	0.0263	0.0034	0.0118
h=6	0.0247	0.0022	0.0087
h=12	0.0095	0.0004	0.0008
h=24	0.0244	0.0026	0.0038

Tabela 17. Previsão do índice PCCL usando câmbio nominal

Estatísticas- Previsão do índice de preços de commodities

PCCI						
Previsão h meses a frente	EQM		EM		EAM	
	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.	Passeio Aleatório	Modelo Prim. Dif.
h=1	0.0006	0.0005	0.0106	0.0030	0.0178	0.0147
h=3	0.0028	0.0018	0.0331	0.0122	0.0440	0.0332
h=6	0.0087	0.0043	0.0689	0.0289	0.0747	0.0526
h=12	0.0250	0.0095	0.1362	0.0664	0.1362	0.0711
h=24	0.0690	0.0246	0.2471	0.1355	0.2471	0.1355

Teste Diebold-Mariano

PCCI			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.0922	0.0055	0.0352
h=3	0.0325	0.0048	0.0061
h=6	0.0062	0.0014	0.0065
h=12	0.0007	0.0001	0.0000
h=24	0.0000	0.0000	0.0000

Tabela 18. Previsão do índice PCCI usando câmbio nominal

Pelas tabelas acima, vemos que os três critérios de comparação apontam na mesma direção. Nosso modelo se mostra melhor do que o passeio aleatório a partir do valor previsto para o primeiro mês a frente. Para os dois índices e para todos os horizontes de previsão, o teste de Diebold-Mariano rejeita a hipótese nula de que as previsões dos dois modelos são estatisticamente iguais. Os resultados acima também são consistentes com o que havíamos observado nos testes de causalidade de Granger.

As evidências para a taxa de câmbio nominal brasileira se mostram muito alinhadas com os resultados obtidos em Chen, Rogoff e Rossi (2008) tanto dentro quanto fora da amostra. Considerando os preços de commodities como variáveis exógenas, os resultados acima sugerem que a taxa de câmbio nominal, de fato, reflete as expectativas sobre choques futuros no índice de preços.

Constados estes resultados, cabe aqui uma observação a respeito do modelo com o qual comparamos nossas previsões fora da amostra. É certo que na literatura sobre câmbio (nominal ou real) o modelo de referência é o passeio aleatório sem *drift* e qualquer trabalho sobre previsão deve tentar superar este modelo. No entanto, o mesmo não é necessariamente válido para os preços de commodities. Se o passeio aleatório for, de fato, um modelo ruim para descrever esta série, o resultado de que o nosso modelo gera previsões melhores para os índices de preços pode ser atribuído tanto à utilização da taxa de câmbio quanto à especificação do modelo utilizado.

Sendo assim, repetimos as previsões fora da amostra apresentadas acima, mas ao invés de compararmos nosso modelo ao passeio aleatório, vamos compará-lo a um modelo em primeira diferença parecido com o nosso, mas univariado, isto é, sem incluir o câmbio na equação de preços de commodities e vice-versa.

Os resultados são apresentados abaixo⁴⁴:

⁴⁴ As tabelas que seguem apresentam as previsões geradas a partir de uma janela de 5 anos. Os resultados para o teste de Diebold e Mariano com a janela de 3 anos se mostraram confusos e pouco confiáveis. Lembramos que para todos os outros exercícios envolvendo a taxa de câmbio nominal foram realizadas previsões com as duas janelas e os resultados haviam se mantido inalterados.

Estatísticas – Previsão da taxa de câmbio nominal

PCCL						
Previsão h meses a frente	EQM		EM		EAM	
	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.
	<u>sem</u>	<u>com</u>	<u>sem</u>	<u>com</u>	<u>sem</u>	<u>com</u>
	Commodities	Commodities	Commodities	Commodities	Commodities	Commodities
h=1	0.0006	0.0007	0.0075	0.0083	0.0198	0.0205
h=3	0.0030	0.0029	0.0266	0.0272	0.0424	0.0418
h=6	0.0162	0.0156	0.0428	0.0434	0.0904	0.0893
h=12	0.0430	0.0423	0.1252	0.1250	0.1766	0.1754
h=24	0.1266	0.1256	0.3114	0.3103	0.3303	0.3291

Teste de Diebold-Mariano.

PCCL			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.0106	0.0407	0.0564
h=3	0.2342	0.1732	0.2000
h=6	0.0810	0.0742	0.1144
h=12	0.0654	0.0592	0.0759
h=24	0.1872	0.1788	0.1768

Tabela 19. Previsão de câmbio nominal usando o índice PCCL

Estatísticas - Previsão da taxa de câmbio nominal

PCCI						
Previsão h meses a frente	EQM		EM		EAM	
	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.
	<u>sem</u>	<u>com</u>	<u>sem</u>	<u>com</u>	<u>sem</u>	<u>com</u>
	Commodities	Commodities	Commodities	Commodities	Commodities	Commodities
h=1	0.0007	0.0008	0.0077	0.0089	0.0204	0.0214
h=3	0.0029	0.0032	0.0301	0.0325	0.0411	0.0443
h=6	0.0089	0.0097	0.0677	0.0707	0.0735	0.0775
h=12	0.0358	0.0371	0.1599	0.1633	0.1626	0.1659
h=24	0.1375	0.1418	0.3512	0.3577	0.3512	0.3577

Teste Diebold-Mariano

PCCI			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.1036	0.2655	0.1160
h=3	0.0453	0.2515	0.0722
h=6	0.0967	0.2307	0.0619
h=12	0.2166	0.3093	0.2067
h=24	0.1651	0.1989	0.1273

Tabela 20. Previsão de câmbio nominal usando o índice PCCI

Estatísticas - Previsão do índice de preços de commodities

PCCL						
Previsão h meses a frente	EQM		EM		EAM	
	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.	Modelo Prim. Dif.
	<u>sem</u> Câmbio	<u>com</u> Câmbio	<u>sem</u> Câmbio	<u>com</u> Câmbio	<u>sem</u> Câmbio	<u>com</u> Câmbio
h=1	0.0007	0.0007	0.0077	0.0072	0.0188	0.0188
h=3	0.0028	0.0028	0.0232	0.0224	0.0412	0.0409
h=6	0.0067	0.0066	0.0392	0.0383	0.0620	0.0613
h=12	0.0153	0.0150	0.0910	0.0897	0.0935	0.0919
h=24	0.0400	0.0393	0.1857	0.1840	0.1857	0.1840

Teste Diebold-Mariano

PCCL			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.2087	0.1598	0.4762
h=3	0.2994	0.2443	0.2740
h=6	0.0191	0.0149	0.0107
h=12	0.0017	0.0015	0.0003
h=24	0.0033	0.0030	0.0113

Tabela 21. Previsão do índice PCCL usando câmbio nominal

Estatísticas- Previsão do índice de preços de commodities

PCCI						
Previsão h meses a frente	EQM		EM		EAM	
	Modelo em Prim. Dif.	Modelo em Prim. Dif.	Modelo em Prim. Dif.	Modelo em Prim. Dif.	Modelo em Prim. Dif.	Modelo em Prim. Dif.
	<u>sem</u> Câmbio	<u>com</u> Câmbio	<u>sem</u> Câmbio	<u>com</u> Câmbio	<u>sem</u> Câmbio	<u>com</u> Câmbio
h=1	0.0005	0.0005	0.0030	0.0030	0.0147	0.0147
h=3	0.0018	0.0018	0.0122	0.0122	0.0332	0.0332
h=6	0.0042	0.0043	0.0288	0.0289	0.0526	0.0526
h=12	0.0094	0.0095	0.0663	0.0664	0.0710	0.0711
h=24	0.0246	0.0246	0.1353	0.1355	0.1353	0.1355

Teste Diebold-Mariano

PCCI			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.1644	0.1828	0.3995
h=3	0.2568	0.2678	0.4025
h=6	0.3531	0.3626	0.4633
h=12	0.2230	0.2313	0.2579
h=24	0.4138	0.4178	0.2886

Tabela 22. Previsão do índice PCCI usando câmbio nominal

Como podemos ver pelas tabelas acima, a inclusão das variáveis explicativas no modelo não gera uma melhora consistente em seu poder preditivo. Para o índice PCCL, as previsões até apresentam uma melhora significativa quando a taxa de câmbio é incluída no modelo, mas isso ocorre apenas para horizontes de previsão maiores ou iguais a seis meses (Tabela 35). Além disso, para o índice PCCI⁴⁵ nossas previsões não superam as do modelo univariado (Tabela 36). Para as previsões da taxa de câmbio nominal o resultado é mantido.

⁴⁵ Como destacamos no capítulo 3, o índice composto de cotações internacionais, PCCI, pode não captar todos os movimentos nos preços das commodities exportadas pelo Brasil. Isso porque muitas séries se referem a produtos cuja a origem não é brasileira embora o Brasil também possua exportações relevantes da commodity.

De fato, é necessária alguma cautela na interpretação dos resultados para não atribuir à taxa de câmbio a superioridade do modelo em relação ao passeio aleatório. Para que a interpretação sobre o componente *forward looking* da taxa de câmbio dada por Chen, Rogoff e Rossi (2008) fosse totalmente válida, nosso modelo deveria se mostrar superior ao modelo univariado também. Como vimos nas tabelas acima, a evidência de que a taxa de câmbio nominal ajuda a prever os preços de commodities não se verifica em todos os casos.

5.2.2. Câmbio real

Os resultados desta seção serão apresentados de forma um pouco diferente. Como se tratam agora de quatro índices para prever a taxa de câmbio e quatro índices para serem previstos por ela, apresentaremos somente os resultados dos testes de Diebold-Mariano. O restante das tabelas poderá ser encontrado no Apêndice Técnico C, apenas por uma questão de apresentação. Analisar as tabelas presentes no Apêndice Técnico C junto com as tabelas abaixo é extremamente importante, uma vez que o teste de Diebold-Mariano é bilateral e a rejeição da hipótese nula pode favorecer tanto um modelo quanto o outro. Por isso, é importante avaliar o valor de cada estatística ao analisarmos os resultados abaixo.

As tabelas 19 a 22 apresentam o p-valor do teste:

Teste Diebold-Mariano

PCCL - CPI			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.3328	0.1814	0.4512
h=3	0.4257	0.1011	0.3719
h=6	0.1912	0.0408	0.0867
h=12	0.3769	0.0278	0.1081
h=24	0.4886	0.0136	0.2906

Tabela 23. Previsão da taxa de câmbio real usando o índice PCCL-CPI

Teste Diebold-Mariano

PCCL - AE			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.3020	0.2037	0.4159
h=3	0.4477	0.1605	0.4680
h=6	0.3692	0.1461	0.4482
h=12	0.1064	0.2394	0.2065
h=24	0.0105	0.3361	0.0495

Tabela 24. Previsão da taxa de câmbio real usando o índice PCCL-AE

Teste Diebold-Mariano

PCCI - CPI			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.3419	0.1322	0.4496
h=3	0.3981	0.1476	0.4898
h=6	0.3543	0.0766	0.2444
h=12	0.1906	0.0151	0.0323
h=24	0.1494	0.0107	0.0258

Tabela 25. Previsão da taxa de câmbio real usando o índice PCCI-CPI

Teste Diebold-Mariano

PCCI - AE			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.3111	0.2654	0.4393
h=3	0.2619	0.3526	0.2504
h=6	0.2795	0.2633	0.4593
h=12	0.4438	0.0735	0.3066
h=24	0.1148	0.2565	0.3896

Tabela 26. Previsão da taxa de câmbio real usando o índice PCCI-AE

Os resultados acima mostram que fora da amostra os preços de commodities não possuem, em geral, nenhum poder para prever a taxa de câmbio real, nem mesmo no longo prazo. No entanto, analisando as tabelas complementares do Apêndice C, podemos obter algumas informações adicionais. Essas tabelas mostram que os índices deflacionados pelo CPI norte-americano, geram previsões cujo EQM é menor que o do passeio aleatório para os horizontes de 6, 12 e 24 meses (e 3 meses, no caso do índice PCCL), embora a diferença não seja significativa. Já para os índices calculados com o outro deflator, o EQM das previsões é consistentemente maior que o do passeio aleatório. Isto poderia estar associado ao fato de que o CPI entra no cálculo tanto da taxa de câmbio quanto do índice de preços de commodities. Como havíamos afirmado, a inclusão deste índice visava apenas a comparação com outros resultados já que muitos trabalhos utilizaram este deflator, mas reconhecemos os possíveis problemas associados a este índice.

Passando para a previsão dos índices de preços de commodities deflacionados, as tabelas 23 a 26 apresentam os resultados:

Teste Diebold-Mariano			
PCCL - CPI			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.2893	0.1698	0.3076
h=3	0.4768	0.0454	0.3992
h=6	0.3702	0.0197	0.4475
h=12	0.1701	0.0085	0.1787
h=24	0.3697	0.0325	0.1938

Tabela 27. Previsão do índice PCCL-CPI usando a taxa de câmbio real

Teste Diebold-Mariano

PCCL - AE			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.0765	0.4077	0.2445
h=3	0.0141	0.4875	0.0055
h=6	0.0034	0.3497	0.0023
h=12	0.0121	0.2150	0.0015
h=24	0.0001	0.3394	0.0001

Tabela 28. Previsão do índice PCCL-AE usando a taxa de câmbio real

Teste Diebold-Mariano

PCCI - CPI			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.4928	0.0105	0.2642
h=3	0.2962	0.0152	0.4371
h=6	0.3693	0.0070	0.3090
h=12	0.3771	0.0100	0.1561
h=24	0.3272	0.0163	0.1001

Tabela 29. Previsão do índice PCCI-CPI usando a taxa de câmbio real

Teste Diebold-Mariano

PCCI - AE			
P-valor			
Previsão h meses a frente	EQM	EM	EAM
h=1	0.2148	0.0633	0.2292
h=3	0.1119	0.0938	0.1809
h=6	0.1792	0.0234	0.2421
h=12	0.1178	0.0401	0.0794
h=24	0.0164	0.1081	0.0642

Tabela 30. Previsão do índice PCCI-AE usando a taxa de câmbio real

Analisando o p-valor para o teste do EQM, nossa principal estatística de comparação, vemos que o resultado do teste de causalidade de Granger não se mantém para previsões *out-of-sample*. O teste de Diebold-Mariano chega ainda a rejeitar algumas vezes a hipótese nula a favor do passeio aleatório. As observações sobre a diferença entre os índices com deflatores distintos feitas para a previsão de câmbio real se aplicam a este caso também.

Com isso, mais uma vez é mantido o resultado de Meese e Rogoff (1988) sobre a dificuldade de se prever a taxa de câmbio real. Até mesmo no longo prazo, onde alguma melhora em relação ao passeio aleatório era esperada, a previsibilidade do modelo de correção de erros não se mostrou superior. Da mesma forma, as previsões dos índices de preços não se mostraram muito precisas.

Vemos então que, embora a literatura sobre *commodity currencies* nos leve a obter algumas evidências para o Brasil dentro da amostra, o modelo não possui bom poder preditivo *out-of-sample*.