

3 Calibração

3.1 Parâmetros Gerais

A economia doméstica deste modelo será calibrada tomando por base a dinâmica trimestral da economia americana. Os parâmetros da economia doméstica serão iguais aos da economia estrangeira, à exceção dos processos referentes à produtividade, que serão calculados individualmente para os quatro setores analisados neste trabalho.

Prescott (1986) utiliza uma elasticidade intertemporal de substituição (σ) de 1,00. Já Tobin & Dolde (1971) argumentam que um valor de 1,50 seria necessário para que ela reproduzisse o padrão de consumo dos indivíduos. Lubik & Schorfheide (2006) estimam este parâmetro, com métodos bayesianos, entre 1,91 e 3,61 para os Estados Unidos (média de 2,77). Corsetti et al. (2008) trabalham com dois casos: $\sigma = 2,00$ e $\sigma = 5,00$, para investigar o comportamento do ERPT sob alta volatilidade da taxa de câmbio (que seria obtida no caso $\sigma = 5,00$). Como as estimativas mais recentes e mais aprimoradas parecem apontar para uma elasticidade intertemporal de substituição maior do que as utilizadas no passado dessa literatura, ela foi calibrada em 2,50. Já o inverso da elasticidade de Frisch da oferta de trabalho (μ) é calibrado de acordo com o valor utilizado pelo CBO (*Congressional Budget Office*), revisado por Reichling & Whalen (2012), de 2,50 ($\frac{1}{\mu} = 0,40$).

As elasticidades de substituição dos bens produzidos são divididas em três níveis: elasticidade entre firmas, ou variedades ($\theta_H, \theta_H^*, \theta_F, \theta_F^*, \theta_N$ e θ_N^*), elasticidade entre bens domésticos e estrangeiros (λ e χ) e elasticidade entre bens transacionáveis e não transacionáveis (θ e ν).

A maior parte dos trabalhos aponta para uma elasticidade de substituição entre bens transacionáveis e não transacionáveis inferior à unidade (indicando complementaridade entre essas classes de bens). Ela foi estimada por Stockman & Tesar (1995) em 0,44, com erro padrão de 0,225. Já Mendoza (1992) estimou esse mesmo parâmetro em 0,74, com erro padrão de 0,438. Com outra metodologia, Ostry & Reinhart (1992) a estimaram em

1,279, com erro padrão de 0,154 (ou, no segundo conjunto de instrumentos, em 1,223, com erro padrão de 0,351). Apesar de a estimativa pontual desse caso ser maior que a unidade, não é possível rejeitar a hipótese nula de que essa elasticidade de substituição seja menor do que 1,00 a um nível de confiança de 95%. Usando diferentes bases de dados e metodologias Özge Akinci (2011) obtém estimativas para esse parâmetro entre 0,44 e 1,44 (ou entre 0,44 e 1,28, considerando somente as estimativas com o conjunto completo de países), obtendo, em média, 0,86. Já Cashin & McDermott (2003) calculam, para os Estados Unidos, uma elasticidade de substituição de 3,50, mas com um desvio padrão de 7,91 (apesar de alto, portanto, o valor não é estatisticamente significativo a níveis de confiança usuais). Em resumo, temos estimativas estatisticamente significantes de 0,44, 0,74, 0,86 e 1,22 para este parâmetro. Ele foi calibrado como 0,60, abaixo da unidade e entre os valores apontados pelos diferentes estudos analisados (dentro de todos os intervalos de confiança que não contêm o zero a níveis usuais de significância).

Feenstra et al. (2012) estimam as elasticidades entre bens domésticos e estrangeiros e entre bens de diferentes firmas, simultaneamente, com base na metodologia proposta por Feenstra (1994). A elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros foi estimada em 0,90 enquanto que a elasticidade de substituição entre diferentes firmas ficou em 3,95. Essa elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros foi muito próxima à utilizada por Corsetti et al. (2008), de 0,74. Neste, trabalho, optamos por uma elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros de 0,85, entre as estimativas feitas por Feenstra et al. (2012) e a estimativa usada por Corsetti et al. (2008). Portanto, bens transacionáveis e não transacionáveis são complementares, assim como bens domésticos e estrangeiros, embora o grau de substitutibilidade entre bens transacionáveis e não transacionáveis seja ainda menor.

Imbs & Mejean (2009), sem fazer a distinção entre a elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros e a elasticidade de substituição entre diferentes firmas produtoras de uma variedade de bens, analisaram 56 setores da atividade econômica americana e obtiveram uma grande heterogeneidade de elasticidades de substituição para os produtos transacionáveis. Diferentes indústrias têm elasticidades de substituição que, segundo este estudo, variam entre 3,10 e 28,00. A mediana foi 5,10, valor muito próximo ao obtido, numa análise agregada, por Houthakker & Magee (1969) e por Kreinin (1967). Pela alta dispersão entre os valores da elasticidade de substituição, a adoção no modelo de uma única elasticidade faz com que incorramos em viés de homogeneidade, como argumentado por Imbs & Mejean (2009). Todavia,

Feenstra et al. (2012) reproduziram este estudo com outra base de dados e concluíram que o viés de homogeneidade apontado por Imbs & Mejean (2009) não é significativo. Inclusive, na reprodução de Feenstra et al. (2012) dos resultados de Imbs & Mejean (2009), a estimativa obtida para a elasticidade de substituição entre firmas foi de 3,23, não muito inferior aos 3,95 obtidos sem restringir a análise aos 56 setores de atividade econômica usados por Imbs & Mejean (2009). Contudo, numa análise da literatura deste assunto, McDaniel & Balistreri (2002) indicam vários trabalhos que reportam viés de agregação significativo: quanto maior o nível de agregação dos dados da indústria, menor a elasticidade de substituição estimada. De acordo com McDaniel & Balistreri (2002), as estimativas mais desagregadas para esta estatística se situam entre 3,49 e 7,00. Obstfeld & Rogoff (2001) usam 6,00 como elasticidade (em relação à cesta de consumo completa), por considerar esse valor consistente com as estimativas microeconômicas. Coeurdacier (2009) utiliza 5,00, o que ele considera ser o piso de todas as estimativas da literatura, mas também desconsiderando a distinção entre a elasticidade de domésticos e estrangeiros e a elasticidade entre firmas. Levando em consideração a existência de potencial viés de agregação nas estimativas, trabalharemos com uma elasticidade de substituição entre firmas de 6,00. Ela será a mesma para os mercados de bens transacionáveis ou não transacionáveis, no país doméstico ou no estrangeiro. Portanto, diferentes variedades de um bem, seja ele transacionável ou não, importado ou não, são substitutas entre si.

Podemos interpretar o resultado geral da calibração das elasticidades como se a divisão dos bens em transacionáveis ou não e importados ou nacionais fosse bastante restritiva, de forma que a substitutibilidade entre eles seja bem pequena. Ou seja, a maior concorrência entre as firmas acontece dentro de cada uma dessas classes de bens e não entre elas, como é razoável esperar.

Os parâmetros de rigidez de preços serão considerados iguais para os seis mercados existentes (quatro de bens transacionáveis e dois de bens não transacionáveis). Eles serão calibrados de acordo com a evidência de Bills & Klenow (2004) de que a duração mediana dos preços (excluindo movimentos temporários associados a promoções) é de 5,5 meses, ou 1,83 trimestres. Como resultado, a probabilidade de o preço se manter o mesmo de um trimestre para outro é 35%.

A taxa de desconto intertemporal (β) foi calibrada em 0,99, equivalente a uma taxa de juros real de equilíbrio de aproximadamente 4% ao ano, como em Kydland & Prescott (1982) e em Prescott (1986). A calibração da regra de Taylor seguiu a estimação feita por Lubik & Schorfheide (2006): $\beta_1 = 0,76$,

$\beta_2 = 1,54$, $\beta_3 = 0,67$. Nessa calibração, o coeficiente da Regra de Taylor para a inflação é maior do que a unidade, como esperado.

Por fim, o modelo canônico foi calibrado sem *home bias*. Um resumo da calibração de todos os parâmetros pode ser visto na tabela 3.1.

Tabela 3.1: Calibração dos parâmetros

Parâmetro	Valor
σ, γ	2,50
ψ, μ	2,50
β, β^*	0,99
θ, ν	0,60
λ, χ	0,85
θ_N, θ_N^*	6,0
θ_H, θ_H^*	6,0
θ_F, θ_F^*	6,0
θ_F, θ_F^*	6,0
δ_H, δ_H^*	0,35
δ_F, δ_F^*	0,35
δ_N, δ_N^*	0,35
β_1	0,76
β_2	1,54
β_3	0,67
α	0,50
α^*	0,50

3.2

Calibração das produtividades

3.2.1

Análise descritiva dos dados de comércio

O objetivo da nossa análise é reproduzir o padrão de comércio norte-americano. Portanto, a produtividade de cada setor da economia doméstica deve ser representada pela sua correspondente na economia americana e a produtividade setorial da economia estrangeira deve ser representada por uma média ponderada das produtividades setoriais de um conjunto de países selecionados relevantes no comércio internacional dos Estados Unidos. Além da relevância na balança comercial americana, para serem incluídos na amostra os países devem ter disponíveis os dados setoriais de produtividade (todos os países escolhidos têm dados disponíveis em um horizonte de pelo menos 20 anos, entre 1988 e 2008).

Usando dados de comércio exterior do United States Census Bureau (2012) foi possível elencar os países com maior relevância no comércio internacional

americano (em importações e exportações). A partir disso, com base nos critérios expostos de relevância e disponibilidade de dados, foram selecionados o Canadá (CAN), a China (CHN), o Japão (JPN) e o México (MEX). Neste período, em média, estes países representaram (em importações e exportações) 47,95% do comércio internacional americano (com percentuais entre 45,21% e 49,91% ao longo do período analisado), como mostra a figura 3.1. A relevância dessa seleção de países é bastante estável ao longo do tempo. Nota-se que, apesar de eles serem consistentemente responsáveis por aproximadamente 48% do comércio internacional norte-americano, existe uma forte recomposição da importância de cada um no grupo. Enquanto o Canadá apresentou só uma pequena perda de participação no final da série, México e China aumentaram consideravelmente a sua importância às custas do Japão. A UE não foi incluída por abrigar países com produtividade e importância no comércio com Estados Unidos bastante heterogêneas. A Alemanha é o país da UE com maior participação no comércio internacional americano, mas essa participação, em 2008, ainda é menor do que a japonesa (o país da nossa seleção com menor participação naquele ano) quando contabilizamos importações e exportações.

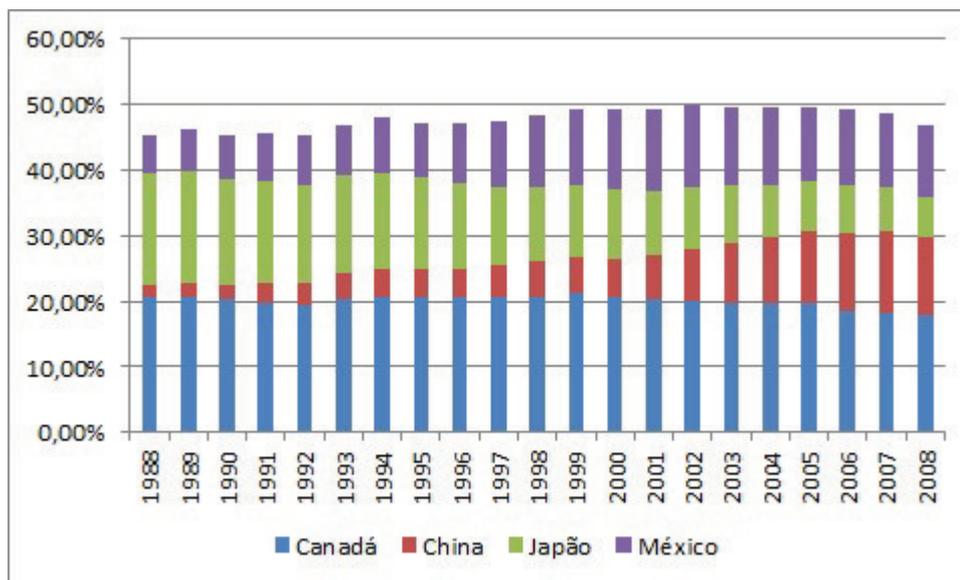


Figura 3.1: Participação dos países selecionados na balança comercial norte-americana

3.2.2

Criação da série de dados de produtividade

Os processos geradores da produtividade do trabalho foram computados a partir da estimação dos parâmetros das equações 2-29, 2-30, 2-31 e 2-32. Para estimá-los, foi construída uma série de dados correspondente ao produto por trabalhador dos setores de bens transacionáveis e não transacionáveis de cada

um dos países escolhidos e dos Estados Unidos. O produto por trabalhador do resto do mundo (para cada um dos dois setores) foi calculado como a média do produto por trabalhador das economias estrangeiras escolhidas ponderada pela participação de cada país na balança comercial americana (participação normalizada para que a soma das participações de cada um dos países selecionados some 100% em cada ano). Como a série de produto setorial por trabalhador não estava diretamente disponível para todos os países e setores com uma mesma metodologia, ela foi construída. Primeiro foram criadas as séries de produto e de trabalhadores em cada setor, separadamente, para depois juntar ambas as séries criando o produto por trabalhador. O setor de bens transacionáveis foi interpretado como o setor industrial (manufatureiro) enquanto que o setor de bens não transacionáveis foi interpretado como o setor de serviços.

Para criar as séries de produto e de trabalhadores em cada setor primeiro foram extraídos, de cada país, os dados de produto agregado e número total de trabalhadores, disponíveis na PWT 7.1, em Heston et al. (2012). Depois foram extraídos dos indicadores de desenvolvimento (WDI) do Banco Mundial, em World Bank (2012), os dados de valor adicionado ao PIB referente à indústria e a serviços e os dados referentes à proporção dos trabalhadores empregados no setor de serviços e no setor manufatureiro. Preservando a proporção entre o valor agregado de cada setor e o valor agregado total e extrapolando essa proporção para a proporção do PIB da indústria em relação ao PIB total e para a proporção do PIB de serviços em relação ao PIB total obtemos o PIB da indústria e o PIB de serviços (pois temos o PIB total da PWT 7.1). Usando a proporção de trabalhadores na indústria e em serviços e o número total de trabalhadores obtemos facilmente o número de trabalhadores na indústria e o número de trabalhadores em serviços. Dividindo o produto da indústria pelo número de trabalhadores da indústria e o produto de serviços pelo número de trabalhadores no setor de serviços construímos as séries de interesse.

Como o período de análise é longo (21 anos) e o interesse do trabalho está na estimação de um processo estacionário para a produtividade as tendências das séries foram removidas usando o filtro HP¹.

Tabela 3.2: Variância da produtividade dos diferentes países

Setor	EUA	CAN	JPN	CHN	MEX
Indústria	1,00	2,05	1,03	3,23	4,26
Serviços	0,47	0,47	0,32	2,93	8,64

Na tabela 3.2 é possível notar que os países que mais ganharam par-

¹Foi utilizado um parâmetro de suavização de 100, de acordo com Hodrick & Prescott (1997).

ticipação na balança comercial norte-americana, México e China, têm uma volatilidade da produtividade muito maior do que o país que perdeu essa participação, o Japão (variâncias normalizadas em relação à da indústria americana). A volatilidade da China é o triplo da japonesa no setor de bens transacionáveis, enquanto que a do México é mais do que o quádruplo. Na economia de serviços a China e o México são, respectivamente, nove e vinte e sete vezes mais voláteis do que o Japão. Ou seja, essa fração da balança comercial norte-americana está se tornando mais volátil. Além disso, para o México o setor de serviços é mais volátil do que a indústria, o que leva a um aumento da razão entre a volatilidade de serviços sobre a volatilidade da indústria da economia externa. Mesmo sendo o setor de serviços chinês menos volátil do que o industrial, a China também contribui para esse movimento dado que a proporção chinesa entre a volatilidade de serviços e da indústria é maior do que a japonesa.

3.2.3

Estimação dos parâmetros de interesse

Os processos para a produtividade são exógenos e independentes. Todavia, os dados estão em uma frequência diferente (anual) do que a calibração do modelo requer (trimestral). O processo de produtividade trimestral é um AR(1), dado pelo modelo 3-1.

$$\begin{aligned} Z_t^{j,i} &= \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1}^{j,i} + u_t^{j,i} \\ u_t^{j,i} &\sim N(0, \sigma_{u^{j,i}}^2) \end{aligned} \quad (3-1)$$

Reescrevendo a equação 3-1 em forma de um AR(4) obtemos 3-2, enquanto que na equação 3-3 definimos a produtividade anual a partir de processos trimestrais.

$$Z_t^{j,i} = \alpha_0(1 + \alpha_1 + \alpha_1^2 + \alpha_1^3) + \alpha_1^4 Z_{t-4}^{j,i} + u_t^{j,i} + \alpha_1 u_{t-1}^{j,i} + \alpha_1^2 u_{t-2}^{j,i} + \alpha_1^3 u_{t-3}^{j,i} \quad (3-2)$$

$$Y_t^{j,i} = Z_t^{j,i} + Z_{t-1}^{j,i} + Z_{t-2}^{j,i} + Z_{t-3}^{j,i} \quad (3-3)$$

Como nossos dados são anuais, temos interesse em relacionar os coeficientes β_0 , β_1 e $\sigma_\phi^{2j,i}$ da equação 3-4 a α_0 , α_1 e $\sigma_u^{2j,i}$ da equação 3-1, devido à nossa incapacidade de observar Z_t .

$$Y_t^{j,i} = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-4}^{j,i} + \phi_t^{j,i} \quad (3-4)$$

$$\phi_t^{j,i} \sim N(0, \sigma_{\phi^{j,i}}^2)$$

A relação entre esses coeficientes é feita escrevendo 3-2 em termos de $Y_t^{j,i}$ usando a equação 3-3, o que resulta na equação 3-5.

$$Y_t^{j,i} = 4\alpha_0(1 + \alpha_1 + \alpha_1^2 + \alpha_1^3) + \alpha_1^4 Y_{t-4}^{j,i} + u_t^{j,i} + (1 + \alpha_1)u_{t-1}^{j,i} + (1 + \alpha_1 + \alpha_1^2)u_{t-2}^{j,i} + (1 + \alpha_1 + \alpha_1^2 + \alpha_1^3)u_{t-3}^{j,i} + (\alpha_1 + \alpha_1^2 + \alpha_1^3)u_{t-4}^{j,i} + (\alpha_1^2 + \alpha_1^3)u_{t-5}^{j,i} + (\alpha_1^3)u_{t-6}^{j,i} \quad (3-5)$$

Pela equação 3-5 podemos ver que os parâmetros da regressão 3-4 são inconsistentes sob mínimos quadrados ordinários ($u_{t-4}^{j,i}$, $u_{t-5}^{j,i}$ e $u_{t-6}^{j,i}$ são correlacionados com $Y_{t-4}^{j,i}$, pelas equações 3-2 e 3-3). Porém, conhecemos a forma dessa correlação, e, sendo assim, utilizando o estimador derivado da solução do sistema de equações B-3, B-4, B-5 e B-13², obtemos as estimativas da tabela 3.3³. Nela, são reportadas as estimativas e o valor correspondente à média da produtividade de cada setor. Como esperado, o grau de persistência dos choques no setor externo é menor do que no setor doméstico (o que pode ser medido pelo coeficiente do termo AR, α_1), provavelmente devido à união de economias heterogêneas. Além disso, ainda de acordo com o esperado, a produtividade da economia doméstica é maior do que a estrangeira nos dois setores, assim como menos volátil: a participação de mercados emergentes na economia estrangeira nos faz esperar que a economia doméstica (desenvolvida) seja menos volátil e mais produtiva do que a externa. A distribuição das estimativas é obtida por bootstrap, como mostra a figura B.4, no apêndice.

3.2.4 Análise dinâmica

Dividindo a amostra em dois períodos (1989 a 1998 e 1999 a 2008), obtemos os processos trimestrais mostrados nas tabelas 3.4 e 3.5. É possível notar que, apesar de os EUA terem mostrado aumento da produtividade

²A metodologia do estimador é explicada no apêndice.

³Este problema também poderia ser resolvido com variáveis instrumentais (Y_{t-8} seria um instrumento adequado diante das hipóteses assumidas). Apesar de as estimativas de mínimos quadrados em dois estágios (TSLS) serem equivalentes às mostradas na tabela 3.3, a sua distribuição poderia atribuir densidade a valores negativos, para os quais nossa estatística de interesse (no caso, a raiz quarta da estimativa obtida por TSLS) não estaria definida. Por isso optamos por um estimador não linear que fornece diretamente o valor de α_1 . Além disso, os resultados aqui mostrados são robustos à forma de estimação dos processos para a produtividade: repetimos os exercícios aqui propostos com os estimadores de TSLS e obtivemos as mesmas conclusões.

Tabela 3.3: Estimativa geral de processos agregados para a produtividade

Parâmetro	H	F	N	N^*
$\hat{\alpha}_0$	0,682	1,275	0,317	0,453
$\hat{\alpha}_1$	0,757	0,527	0,887	0,829
$\hat{\sigma}_u$	0,4382%	0,6017%	0,2000%	0,4290%
Produtividade média	2,807	2,696	2,805	2,650

industrial e de serviços, o índice composto do setor externo não apresentou o mesmo comportamento. Isso indica que essa fração da balança comercial americana está tendendo não só para países com maior volatilidade industrial (desvio padrão dos setores industriais mais que dobrou) como para países menos produtivos. A produtividade da economia americana também apresenta aumento substancial na volatilidade, na indústria e nos serviços.

Tabela 3.4: Processos agregados para a produtividade em diferentes períodos (indústria)

Parâmetro	H	H	F	F
Período	89-98	99-08	89-98	99-08
$\hat{\alpha}_0$	0,401	0,848	0,642	2,303
$\hat{\alpha}_1$	0,856	0,701	0,762	0,145
$\hat{\sigma}_u$	0,2863%	0,5441%	0,3507%	0,9529%
Produtividade média	2,785	2,836	2,697	2,694

Tabela 3.5: Processos agregados para a produtividade em diferentes períodos (serviços)

Parâmetro	N	N	N^*	N^*
Período	89-98	99-08	89-98	99-08
$\hat{\alpha}_0$	0,465	0,453	0,943	0,338
$\hat{\alpha}_1$	0,832	0,841	0,645	0,871
$\hat{\sigma}_u$	0,1581%	0,2470%	0,4980%	0,4123%
Produtividade média	2,768	2,850	2,656	2,620

3.3

Desempenho do Modelo

3.3.1

Comparação de Momentos

Na tabela 3.6 é possível analisar o desempenho do modelo para a reprodução de alguns dos segundos momentos da economia americana. Os dados foram extraídos da base de dados FRED, em Federal Reserve Bank of St. Louis (2012), numa amostra que começa no

primeiro trimestre de 1990 e vai até o quarto trimestre de 2008. Todas as séries sofreram transformação logarítmica e foram filtradas pelo filtro HP⁴.

Nota-se que o modelo consegue reproduzir muito bem algumas propriedades dos dados, como os desvios absolutos de câmbio e PIB e a proporção do desvio padrão do câmbio real e dos termos de troca em relação ao desvio padrão do PIB. Já a volatilidade das importações e dos juros nominais em relação ao produto ficaram abaixo das observadas nos dados, possivelmente devido à diversificação de risco gerada pela hipótese de completude dos mercados. Outro custo relacionado à hipótese de completude dos mercados é a correlação do câmbio real com as importações, já que ela implica que depreciações cambiais reais estão associadas a aumento do consumo doméstico. De fato, Corsetti et al. (2003) abordam este problema e concluem que o relaxamento da hipótese de completude dos mercados é suficiente para corrigir esta correlação.

Tabela 3.6: Comparação dos momentos: dados e modelo

Momento	Dados	Modelo
Desvio padrão		
Câmbio Real	0,08	0,07
PIB	0,18	0,15
Desvio padrão (em relação ao PIB)		
Câmbio Real	0,46	0,46
Termos de Troca	0,45	0,57
Importações	2,40	1,12
Juros Nominais	2,14	0,89
Autocorrelação de primeira ordem		
Juros Nominais	0,956	0,806
Câmbio Real	0,996	0,512
PIB	0,942	0,831
Correlação com câmbio real		
Preços de importados	0,226	-0,029
Termos de troca	0,533	0,830
Importações	-0,515	0,589
Correlação com câmbio nominal		
Preços de importados	0,796	0,869
Termos de troca	-0,097	0,021
Importações	0,158	0,024

As autocorrelações de primeira ordem também ficaram menores do que as da economia americana, devido à não inclusão de estoques de capital no modelo (um importante fator de dependência temporal). Já as correlações com o câmbio nominal parecem bem ajustadas: apesar de a correlação do câmbio

⁴Seguindo a sugestão de Hodrick & Prescott (1997) foi usado um fator de suavização de 1.600, já que estamos trabalhando com dados trimestrais.

nominal com os termos de troca apresentar inversão de sinal, ela é bastante fraca, próxima de zero. Já a correlação do câmbio real com os termos de troca parece se comportar da mesma forma no modelo e nos dados (embora no modelo ela seja mais forte). Em resumo, apesar da simplicidade das economias aqui modeladas e da hipótese de simetria o modelo parece replicar bem alguns momentos importantes da economia dos Estados Unidos.

3.3.2 Comparação de Séries Reais e Simuladas

As estimativas para os processos da produtividade nos fornecem os valores esperados para a produtividade em cada período. Comparando este valor com a produtividade efetiva, como o processo para a produtividade é exógeno, obtemos a série de choques de cada setor em cada instante do tempo. Imputando essa série de choques no modelo podemos comparar a evolução das variáveis de interesse simuladas e efetivas. Faremos este exercício para o câmbio (figura 3.2), o hiato do produto (figura 3.5), a inflação (figura 3.4), os juros (figura 3.3) e os salários reais (figura 3.6). Todos os gráficos estão em termos de desvio do estado estacionário.

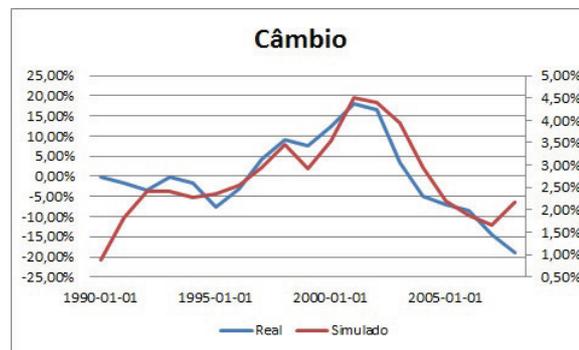


Figura 3.2: Câmbio nominal efetivo e simulado

O câmbio efetivo da figura 3.2 é o índice anual do dólar contra uma cesta das principais moedas da balança comercial americana. Percebe-se que o modelo consegue replicar muito bem os movimentos tanto do câmbio real quanto dos juros nominais. Todavia, em ambos os casos a variância das duas séries é bem menor nos dados simulados do que nos dados reais. Isso provavelmente reflete a falta de fontes de variação exógena na modelagem utilizada.

A taxa de inflação (índice de preços ao consumidor para todos os consumidores urbanos e todos os itens) também parece ter sido muito bem replicada pelo modelo. Nesse caso até a variância entre as duas séries foi bastante parecida, de forma que não foi necessário o uso de eixos diferentes

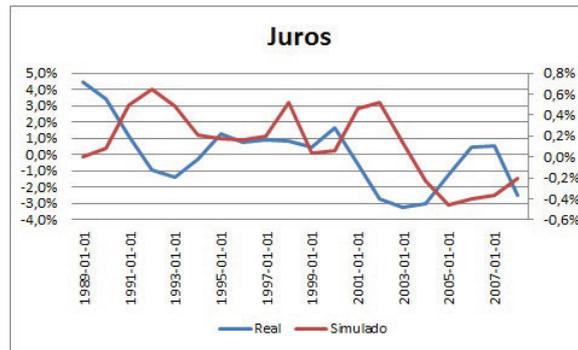


Figura 3.3: Taxa de juros efetiva e simulada

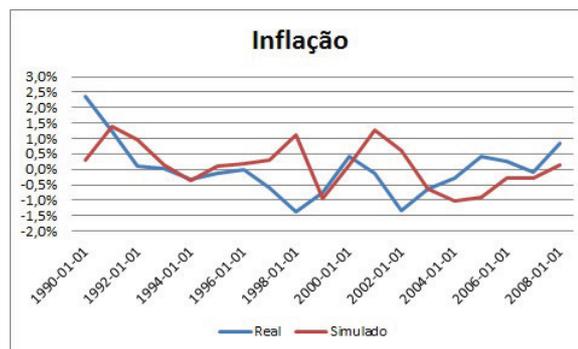


Figura 3.4: Inflação efetiva e simulada

para os dados. Observa-se também que o modelo simulado parece apresentar alguma defasagem em relação à inflação real. O hiato do produto (razão entre o produto efetivo e o potencial, medido pelo Federal Reserve Bank of St.Louis) também parece ter um comportamento muito parecido ao da série simulada: a dinâmica de 2003 a 2008 é muito semelhante, assim como o pico por volta dos anos 2000. Até 1995 as séries de hiato também se comportam de forma muito parecida, apesar das hipóteses simplificadoras adotadas na estruturação do modelo.



Figura 3.5: Hiato do produto efetivo e simulado

A dinâmica de longo prazo dos salários reais (compensação real por hora do setor não agrícola da economia americana) parece ter sido bem replicada

pelo modelo. Todavia, como o modelo admite salário flexível (quando, na prática, ele pode ser rígido ou mesmo sofrer algum tipo de resistência à diminuição), a dinâmica da oscilação salarial do DSGE é mais instável do que a observada nos dados (apesar de a variância do DSGE ser menor nesse caso também). Mesmo com essas hipóteses de inflexibilidade dos salários, no final da amostra o DSGE replica muito adequadamente a elevação do nível do salário real.



Figura 3.6: Salário real efetivo e simulado

3.3.3 Mercados incompletos

A adoção da hipótese de incompletude dos mercados, como esperado, resolve o problema do sinal entre a correlação do câmbio real e das importações, como mostra a tabela 3.7. Os resultados apresentados são robustos a essa especificação alternativa do modelo, com mercados completos. As equações e a solução do modelo são desenvolvidas no apêndice.

Tabela 3.7: Comparação dos momentos (mercados incompletos): dados e modelo

Momento	Dados	Modelo
Autocorrelação de primeira ordem		
Juros Nominais	0,956	0,874
Câmbio Real	0,996	0,808
PIB	0,942	0,877
Correlação com câmbio real		
Preços de importados	0,226	0,790
Termos de troca	0,533	0,999
Importações	-0,515	-0,632
Correlação com câmbio nominal		
Preços de importados	0,796	0,867
Termos de troca	-0,097	0,000
Importações	0,158	-0,030