

Fernando Simões Azevedo

Aspectos teóricos sobre o comércio internacional e dois estudos empíricos para a balança comercial brasileira de bens e serviços não-fatores (*SBCA*)

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR)
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2007

Fernando Simões Azevedo

Aspectos teóricos sobre o comércio internacional e dois estudos empíricos para a balança comercial brasileira de bens e serviços não-fatores (SBCA)

Tese apresentada ao curso de doutorado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito parcial à obtenção do Título de Doutor em Economia.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Sueli Moro
Co-Orientador: Prof. Dr. Mauro Borges Lemos

Belo Horizonte - MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR)
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG
2007

"Nunca pude compreender a existência de um problema estritamente econômico" (Celso Furtado).

"O mundo não adianta mais porque a verdade tem que esperar a querência dos homens" (Tomé, 'O Tabaréu', personagem do livro 'Sinhazinha' de Afrânio Peixoto – 1929).

Para minha mãe (Violeta),
em quem, em vida, o encanto se fez substância,
e em finda, o vazio me fez trôpego.

AGRADECIMENTOS

Nada é fácil na elaboração de uma tese. Não poderia ser diferente no momento de agradecer a todos aqueles que contribuíram para que sua conclusão fosse possível. (Ainda hoje penso que foi pretensiosa, incauta, a decisão de encarar esta empreitada. Contraditoriamente, contudo, imagino também que “começaria tudo outra vez”, se exigido fosse). A rigor, todos aqueles que contribuíram para que eu me fizesse o principal responsável por este estudo, em alguma medida, contribuíram também (ou são cúmplices) para (de) a sua consecução. Nesse sentido deveria agradecer aos meus avós, aos meus pais, aos meus irmãos, à minha companheira, aos meus filhos, aos tios e primos, aos professores e colegas (de todas as épocas) e aos amigos em geral (também de todas as épocas). Como não é oportuno, nem prudente, conferir caráter autobiográfico a este texto, optei por nomear apenas aquelas pessoas ou instituições que de uma forma mais direta e recente colaboraram para este trabalho. Mas sou verdadeira e eternamente grato a todos.

Início, pois, pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) pela oportunidade de fazer parte do quadro de discentes ingressos em 2002, e, assim, poder desfrutar de um ambiente acadêmico de mais elevada qualidade. Agradeço à Coordenadora e Professora Mônica Viegas, que sempre competente e ciosa das suas funções mostrou-se também transigente e solidária no momento que assim se impunham. Sou também grato a todos os outros professores e aos funcionários do Centro, em especial à professora Lízia de Figueiredo, a Cecília e a Cátia. Da mesma forma, agradeço aos colegas. Otávio sempre será lembrado pela sua invariável solidariedade.

Agradeço ao apoio financeiro-institucional do Banco Central do Brasil (BCB) durante os dois primeiros anos da tese. Agradeço aos colegas do BCB que contribuíram para que os meus três últimos anos do doutorado pudessem ser conciliados com as minhas atividades regulares na instituição (em especial a José Roberto, a Antero, a Custódio, a Marcelo Virgílio e a Maria Lúcia). Ao meu amigo Orlando Carneiro Matos, orientador técnico do BCB, eu não terei como retribuir (novamente) por toda a sua camaradagem e solicitude.

À minha orientadora e amiga Sueli Mora, sou grato não só pela sua competente e ativa orientação técnica, mas também pela afetividade e cumplicidade que me foram oferecidas

nos momentos mais difíceis, que tantos foram. Só posso agradecer ao professor Mauro Borges Lemos (Co-orientador) oferecendo-o minha gratidão e eterna e lealdade. Sem a sua decisiva participação esta tese provavelmente não teria chegado a termo adequado. Ao professor Frederico Gonzaga Júnior (Co-orientador), eu devo a obstinada indicação da metodologia econométrica adotada no quarto capítulo. Devo também agradecimentos aos demais integrantes da banca examinadora: Professora Fabiana Rocha, Professor Maurício Borges Lemos e Professor Nelson Barbosa, pelas valiosas contribuições oferecidas durante a qualificação. Naturalmente, os erros remanescentes são tão somente meus.

SUMÁRIO

LISTA DE GRÁFICOS

LISTA DE TABELAS

RESUMO

ABSTRACT

INTRODUÇÃO	001
CAPÍTULO 1 – O comércio exterior em David Ricardo: além das vantagens relativas	007
1.1 Introdução.....	007
1.2 “Sobre o Comércio Exterior”.....	009
1.2.1 A noção das vantagens relativas.....	009
1.2.2 Alterações nas condições das vantagens relativas (choque de produtividade)	015
1.2.3 Mudança dos preços internos e um novo equilíbrio.....	018
1.2.4 Síntese e lacunas.....	022
1.3 A teoria da renda espacial urbana.....	024
1.4 A conformação da teoria adotada ao tempo presente.....	033
1.5 Considerações finais sobre o capítulo.....	039
CAPÍTULO 2 – Revisão da literatura empírica e a análise univariada das séries	041
2.1 Introdução.....	041
2.2 Revisão da literatura empírica.....	041
2.3 A análise univariada das séries.....	044
2.3.1 Testes elementares de raiz unitária.....	048
2.3.1.1 Os Testes Dickey-Fuller e Dickey-Fuller ampliado (DFA).....	048
2.3.1.2 O Teste Phillips-Perron (PP).....	051

2.3.1.3	O Teste KPSS.....	052
2.3.2	Testes especiais de raiz unitária.....	052
2.3.2.1	Testes de raiz unitária com quebra estrutural com datas exogenamente determinadas.....	054
2.3.2.2	Testes de raiz unitária com quebra estrutural com datas endogenamente determinadas.....	058
	APÊNDICE.....	063
	CAPÍTULO 3 – O SBCA brasileiro: uma avaliação econométrica com o método das variáveis instrumentais.....	065
3.1	Introdução.....	065
3.2	Variáveis <i>proxies</i> e o método das variáveis instrumentais.....	065
3.3	Séries da regressão.....	069
3.3.1	Série do saldo da balança comercial ampliada (<i>SBCA</i>).....	070
3.3.2	Séries dos Preços Relativos (<i>PR</i>).....	071
3.3.3	Séries do nível interno de atividade econômica (<i>Y</i>).....	074
3.3.4	Séries do nível externo de atividade econômica (Y^*).....	076
3.4	Testes de raiz unitária.....	077
3.5	Resultados obtidos com a estimação do modelo.....	079
3.6	Considerações finais sobre o capítulo.....	087
	CAPÍTULO 4 – O SBCA brasileiro: uma avaliação econométrica utilizando a abordagem dos vetores auto-regressivos (VAR).....	089
4.1	Introdução.....	089
4.2	O método dos vetores auto-regressivos (VAR).....	090
4.2.1	Estabilidade e estacionariedade.....	092
4.2.2	Identificação do VAR estrutural (SVAR).....	093
4.2.3	A função impulso-resposta.....	095
4.2.4	A decomposição da variância.....	096

4.3	Séries utilizadas no modelo VAR.....	097
4.3.1	Série do saldo da balança comercial ampliada (<i>sbca</i>).....	097
4.3.2	Séries dos Preços Relativos (<i>PR</i>).....	099
4.3.3	Séries do nível interno de atividade (<i>Y</i>).....	101
4.3.4	Séries do nível externo de atividade (<i>Y</i> [*]).....	102
4.4	Testes de raiz unitária aplicados às séries.....	103
4.5	Resultados obtidos com a estimação do modelo VAR.....	105
4.5.1	A estimação do modelo VAR básico.....	106
4.5.2	A identificação modelo VAR estrutural.....	109
4.5.3	Análise dos resultados a partir da função impulso-resposta e da decomposição da variância.....	110
4.6	Considerações finais sobre o capítulo.....	115
	CONSIDERAÇÕES FINAIS	117
	REFERÊNCIAS	120
	ANEXOS	
	Figura A.1.....	127
	Figura A.2.....	128
	Figura A.3.....	129
	Figura A.4.....	130
	Figura A.5.....	131
	Figura A.6.....	132
	Figura A.7.....	133
	Figura A.8.....	134
	Tabela A.01.....	135
	Tabela A.02.....	136
	Tabela A.03.....	137
	Tabela A.04.....	138

Tabela A.05.....	139
Tabela A.06.....	140
Tabela A.07.....	141
Tabela A.08.....	142
Tabela A.09.....	143
Tabela A.10.....	144
Tabela A.11.....	146
Tabela A.12.....	147
Tabela A.13.....	148
Tabela A.14.....	149
Tabela A.15.....	150
Tabela A.16.....	151

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.2.1	Aumento de demanda em três diferentes situações de oferta.....	014
Figura 1.2.2	Efeitos do comércio internacional.....	016
Figura 1.2.3	Resultado da mudança de produtividade inglesa de vinho em Portugal.....	017
Figura 1.2.4	Resultado da mudança de produtividade inglesa de vinho na Inglaterra.....	017
Figura 1.4.1	Resultados sobre o comercio internacional em três disferentes valores do preço relativo	036
Figura 3.1	PP estimado como uma tendência linear com quebras estruturais (PP_{TL}).....	074
Figura 3.2	PP estimado pelo Filtro HP (PP_{HP}).....	075
Figura 3.3	Séries representativas da taxa de ocupação da capacidade produtiva instalada ($ybr1$ e $ybr2$).....	075
Figura 3.4	Séries das taxas de crescimento do PIB americano e do PIB mundial ($tyeua$ e $tymun$).....	076
Figura 3.5	Resultado da Equação 04, Tab. A.4.....	081
Figura 3.6	Resultado da Equação 18, Tab. A.5.....	082
Figura 3.7	Resultado da Equação 27, Tab. A.6.....	083
Figura 3.8	Índice de preços internos dos commodities (exceto petróleo).....	087
Figura 4.1	Série SBCA normalizado pelo PIB brasileiro e pelo PPI americano ($sbca$).....	098
Figura 4.2	Séries representativas dos preços relativos (PR).....	100
Figura 4.3	Séries representativas do nível interno de atividade (Y).....	101
Figura 4.4	Séries representativas da evolução do nível interno de atividade.....	102
Figura 4.5	Séries representativas do nível externo de atividade (Y^*).....	103
Figura 4.6	Séries representativas da evolução do nível externo de atividade.....	103
Figura 4.7	Avaliação da condição de estabilidade: raízes características.....	108

Figura 4.8	Função impulso-resposta (ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$).....	111
Figura 4.9	Decomposição da variância (ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$).....	112
Figura A.1	Séries representativas (alternativamente) dos preços relativos.....	127
Figura A.2	Séries representativas (alternativamente) dos preços relativos – uma quebra exógena.....	128
Figura A.3	Séries representativas (alternativamente) dos preços relativos – duas quebras exógenas.....	129
Figura A.4	Séries representativas (alternativamente) dos preços relativos – duas quebras endógenas.....	130
Figura A.5	Resultados das regressões – Método das VI – Uma quebra estrutural em 1981.....	131
Figura A.6	Resultados das regressões – Método das VI – Duas quebras estruturais em 1980 e 1994.....	132
Figura A.7	Resultados das regressões – Método das VI – Duas quebras estruturais (escolha endógena).....	133
Figura A.8	Resultados das regressões – Método das VI – Mudanças estruturais (Tab. A.7).....	134

LISTA DE TABELAS

Tabela A.01	Resultados dos testes DFA, PP e KPSS de raiz unitária.....	135
Tabela A.02	Resultados dos testes de raiz unitária considerando uma quebra estrutural exógena em 1981 – Perron (1989).....	136
Tabela A.03	Resultados dos testes de raiz unitária considerando duas quebras estruturais – Lee e Strazicich (2002).....	137
Tabela A.04	Resultados das regressões – método das variáveis instrumentais com mudança na tendência em 1981.....	138
Tabela A.05	Resultados das regressões – método das variáveis instrumentais com mudanças na tendência em 1980 e 1994.....	139
Tabela A.06	Resultados das regressões – método das variáveis instrumentais com mudanças na tendência (escolha endógena).....	140
Tabela A.07	Resultados das regressões – método das variáveis instrumentais com mudanças na tendência.....	141
Tabela A.08	Resultados dos testes DFA, PP e KPSS de raiz unitária (Cap. 4).....	142
Tabela A.09	Resultados dos testes de raiz unitária considerando duas quebras estruturais: Lee e Strazicich (2002).....	143
Tabela A.10	Resultado do VAR básico.....	144
Tabela A.11	CrITÉrios de escolha do número de termos defasados.....	146
Tabela A.12	Avaliação da condição de estabilidade: raÍzes caracterÍsticas.....	147
Tabela A.13	Identificação do VAR estrutural (Ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$).....	148
Tabela A.14	Identificação do VAR estrutural (Ordem de Cholesky: $ip1_t \rightarrow uci_t \rightarrow sbca_t$).....	149
Tabela A.15	Função impulso-resposta (Ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$).....	150
Tabela A.16	Decomposição da variância (Ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$).....	151

RESUMO

Este estudo busca contribuir para que melhor se depreenda a lógica evolucionar da balança comercial brasileira de bens e serviços não-fatores (*SBCA*), tendo em vista a importância desse agregado na compleição das restrições externas ao desenvolvimento nacional. Com esse intuito, as percepções de David Ricardo sobre o comércio exterior são tomadas como matriz teórica central capaz de explicar as relações econômicas envolvidas nas trocas internacionais. Recorre-se, ainda, à teoria da renda espacial, na forma abordada por Lemos (1988), com o objetivo de realizar a transposição teórica da renda agrária de Ricardo (ambientada no século XVIII) para o ambiente urbano contemporâneo. O arcabouço teórico é, então, submetido à corroborarção empírica mediante a aplicação de duas distintas metodologias econométricas: das variáveis instrumentais e dos vetores auto-regressivos (VAR). O primeiro estudo utiliza observações anuais do período de 1947 a 2006. No segundo, as observações são trimestrais e abrangem o período de 1980(1) a 2005(4). Discute-se também o problema da presença de raiz unitária e quebras estruturais nas séries, questão basilar à definição das metodologias econométricas adotadas. Nos dois estudos, foram encontradas fortes evidências em favor da existência das relações avaliadas, isto é: o *SBCA* parece ser bem explicado por alguma medida de competitividade em preços (preços relativos) e pelos níveis interno e externo de atividade econômica. Além disso, as relações causais parecem perdurar por períodos significativamente longos.

ABSTRACT

This thesis is intended to contribute for a better understanding of the Brazilian trade balance evolution for goods and services (*SBCA*), due to the importance of this aggregate in the external restrictions to national development. David Ricardo's perceptions on foreign trade are taken as the main theory to explain the economic relations in international trade. The theory of spatial income, through Lemos (1988) approach, is also used in order to obtain the theoretical transposition from the agrarian income of Ricardo (situated in the 18th century) to the contemporary urban environment. This theoretical base is then submitted to empirical tests by two different econometric methods: instrumental variables and vector autoregression (VAR). In the first we used annual data from 1947 to 2006 while in the second quarterly data from 1980 to 2005 were employed. The work also discusses the problem of unit roots and structural breaks in time series, key point for the definition of the econometric methods adopted here. In both studies, strong evidence of the evaluated relation was found: the *SBCA* seems to be explained in some measure by price competitiveness (relative prices) and by internal and external economic activity levels. Besides that, causal relations seem to last for significantly long periods.

INTRODUÇÃO

Economias que ao longo do tempo aportaram recursos externos líquidos dependem de divisas de aceitação universal para o pagamento dos serviços dos seus passivos¹ e podem obtê-las de duas formas. A primeira é por meio da absorção de mais recursos externos (saldo positivo nas contas de capital); o que realimenta o passivo externo, implicando, em um segundo momento, novas transferências de renda para o exterior. Essa opção normalmente exige o aumento das taxas internas de juro, suscitando o crescimento da dívida pública e o constrangimento do crescimento doméstico, além de depender da liquidez financeira internacional (da elasticidade da oferta de crédito). A outra forma é com a transferência líquida de recursos para o exterior². Nesse caso, é possível estabilizar as contas externas; contudo, significa exportação de poupança interna (produto superior ao dispêndio), o que freqüentemente demanda um custo político presente – muitas vezes compreendido em crescimento do nível interno de preços ou em queda do poder de compra da população, ou em ambos – freqüentemente postergado pelos gestores estatais.

A mudança na política cambial de janeiro de 1999 – expressa no Comunicado 6.565, de 18.01.99, do Banco Central do Brasil (BCB) – reiterou evidências da impossibilidade de os países devedores financiarem, por longos períodos, seus compromissos externos com superávits nas contas de capital e novamente explicitou a fragilidade das contas externas brasileiras. Premida pela iminência de insolvência externa – consubstanciada na rápida redução de reservas internacionais –, a autoridade monetária trocou a política cambial de “bandas administradas³”, então principal instrumento de estabilização dos preços internos, por uma política de câmbio livre, ou melhor, de flutuação “suja”, pois o BCB “poderá intervir nos mercados, ocasionalmente e de forma limitada, com o objetivo de conter movimentos desordenados das taxas de câmbio”, conforme ressaltava o normativo supracitado.

O financiamento integral ou preponderante das remessas de rendas pertencentes aos residentes no exterior (dos chamados serviços fatores) via conta de capital não é

¹ A economia norte-americana é a única exceção atual, por ser emissora da moeda de circulação universal.

² O saldo positivo da soma da balança comercial com os serviços não relativos aos fatores de produção.

³ O BCB definia um piso e um teto para a cotação da moeda americana e intervinha, comprando ou vendendo dólares, quando a cotação ameaçava esses limites.

sustentável no longo prazo porque conduz o passivo externo líquido a uma trajetória de crescimento explosiva e eleva a vulnerabilidade da economia a crises cambiais. Sejam essas crises decorrentes de fatores de natureza essencialmente exógena (a exemplo da escassez financeira internacional ocorrida no início da década de 1980) ou endógena (como sucedeu, ao final da década 1990, com as ditas economias emergentes, que sofreram ataques cambiais seqüenciais por inconsistências em suas políticas econômicas externas), ou de ambos. Via de regra, longos períodos de “populismo cambial”⁴ antecedem crises de balanço de pagamentos. Portanto, países como o Brasil, responsáveis por passivos externos elevados, necessitam, no longo prazo, de saldos positivos na balança comercial ampliada (*SBCA*)⁵ para viabilizar o equilíbrio intertemporal das suas contas externas. Além disso, o *SBCA* é também a parcela do balanço de pagamento mais sensível a intervenções estatais, o que torna imperativo o seu monitoramento (e conseqüentemente dos seus determinantes) enquanto atividade de uma política externa prudente.

O objetivo central desta tese, então, é estimar os determinantes do *SBCA* brasileiro. Para tanto, o estudo deve estar fundamentado não somente em técnicas e análises estatísticas, mas também em princípios teóricos e em aspectos da história da economia nacional. Busca-se, com isso, contribuir para que estratégias de relaxamento das restrições externas ao desenvolvimento nacional possam ser re-pensadas. Não obstante se esteja aqui ciente de que os extraordinários resultados recentes do comércio externo brasileiro tenham significativamente mitigado essas restrições, essa é uma questão que ainda não está definitivamente equacionada. Por conseguinte, também aqui se entende que o tema permanece ainda hoje relevante.

Além desta introdução, esta tese comporta mais quatro capítulos. No próximo capítulo, busca-se, a partir das impressões ricardianas sobre o comércio internacional, conceber a sistematização de um arcabouço teórico capaz de embasar as funções estruturais utilizadas

⁴ Grosso modo, seria a combinação de moeda doméstica apreciada para inibir o avanço dos preços internos e evadas taxas de juros para atrair o capital externo de curto prazo, e assim financiar o déficit em transações correntes, induzido pela apreciação cambial.

⁵ Saldo da balança comercial mais o saldo dos bens intangíveis, contabilizados nos chamados serviços não-fatores, estes hoje denominados no balanço de pagamentos brasileiro apenas de serviços. “A diferença entre exportação e importação de mercadorias e de serviços não-fatores se resume à simples questão da tangibilidade. Num caso se trata de bens fisicamente visíveis, noutro não. Contudo, a diferença é pouco relevante do ponto de vista econômico. Receber dólares de turistas ou de exportação de café, aço ou suco de laranja não faz maior distinção. Em qualquer dos casos, são os fatores de produção do país que geram as receitas vindas do exterior.” (Simonsen e Cysne, 1995, p. 91).

nos dois estudos econométricos, que são apresentados na seqüência. No segundo capítulo, além de uma revisão da literatura empírica de trabalhos congêneres, a questão da presença de raiz unitária nas séries é discutida. O capítulo três apresenta uma estimativa dos determinantes do *SBCA* brasileiro utilizando o método das variáveis instrumentais, abrangendo observações anuais do período de 1947 a 2006. No capítulo quatro, um outro estudo econométrico envolvendo o *SBCA* brasileiro é apresentado, na forma da metodologia dos Vetores Auto-regressivos (VAR). Neste caso, as observações são trimestrais e abrangem o período de 1980(1) a 2005(4). Ao final, algumas considerações são tecidas. Antes, porém, de se avançar para o próximo capítulo, percepções preliminares sobre os determinantes do *SBCA* são a seguir apresentadas.

Percepções preliminares sobre os determinantes do *SBCA*

Os manuais de macroeconomia aberta e de economia internacional⁶ normalmente avaliam o saldo da balança comercial como uma função de alguma medida de competitividade em preços relativos (*PR*) – fortemente influenciada pela taxa de câmbio real – e dos níveis interno e externo de atividade econômica. Esta seção se destina a examinar em caráter ainda preliminar essas relações.

A contextualização da influência dos *PR* na determinação do *SBCA* pode ser pensada tomando como referência uma economia aberta e participante de um mercado global competitivo, preponderantemente tomadora de preços internacionais e com uma cesta de dispêndio composta majoritariamente por bens locais. Além disso, os itens produzidos nessa economia apenas marginalmente comporiam a cesta de dispêndio do resto do mundo. O que se poderia denominar de tipificação simplificada da economia brasileira.

Didaticamente, O *SBCA* pode ser representado como a combinação de quatro vetores, conforme a seguinte identidade:

$$SBCA = \bar{Q}'_X \cdot \bar{P}_X - \bar{Q}'_M \cdot \bar{P}_M, \quad (I.1)$$

em que $\bar{Q}'_X = [q_{X1}, q_{X2}, q_{X3}, \dots, q_{Xn}]$ é o vetor linha das quantidades dos bens ou serviços exportados; $\bar{P}_X = [p_{X1}, p_{X2}, p_{X3}, \dots, p_{Xn}]$ é o vetor coluna dos preços em moeda externa

⁶ Dornbusch (1980), Dornbusch (1989), Williamson (1989), Simonsen e Cysne (1994), Obstfeld e Rogoff (1996), Krugman e Obstfeld (1999), Sachs e Larrain (2000), Mark (2001) são alguns exemplos.

dos bens ou serviços exportados; $\bar{Q}'_M = [q_{M1}, q_{M2}, q_{M3}, \dots, q_{Mk}]$ é o vetor linha das quantidades dos bens ou serviços importados; $\bar{P}_M = [p_{M1}, p_{M2}, p_{M3}, \dots, p_{Mk}]$ é o vetor coluna dos preços em moeda externa dos bens ou serviços importados; e n e k são, respectivamente, os quantitativos de itens exportados e importados.

Uma variação, então, dos PR deve provocar mudanças nas escolhas individuais dos consumidores (domésticos e estrangeiros) e produtores (somente os domésticos) e, no agregado, alterar o saldo comercial da economia doméstica, interferindo, contudo, apenas marginalmente na balança comercial do resto do mundo. É razoável inferir, por exemplo, que uma redução relativa dos preços domésticos melhore a competitividade dos bens nacionais, favorecendo o *SBCA*.

Mais especificamente, todavia, uma mudança nos PR provavelmente produzirá efeitos em dois sentidos. Primeiramente, a mudança deve alterar os volumes físicos das exportações (Q'_X) e importações (Q'_M). Uma queda (um aumento) dos PR favorece o crescimento (a redução) do *quantum* exportado e a redução (o crescimento) do *quantum* importado. O segundo efeito seria sobre os termos de troca (P_X/P_M). Diante de um aumento dos PR (decorrente, por exemplo, de uma desvalorização cambial), o exportador, visando ampliar sua participação no mercado (competitivo), tenderia a ofertar seu produto a um preço, em moeda estrangeira, inferior ao original, não obstante possa elevar o preço do bem em moeda nacional (a uma taxa percentual, portanto, inferior ao aumento da taxa de câmbio). Dessa forma, o ganho individual do exportador decorreria tanto do aumento da quantidade quanto do preço (em moeda local), já que a redução do preço em moeda internacional favoreceria a expansão da quantidade exportada, e o aumento do preço em moeda local implicaria uma maior lucratividade por unidade vendida. A mudança relativa de preços, todavia, não deve alterar significativamente os preços, em moeda externa, dos bens importados (adotada a premissa de que a economia doméstica é preponderantemente tomadora de preços). Logo, uma desvalorização cambial tende a deteriorar os termos de troca, já que há uma tendência de queda nos preços dos bens exportados e de estabilidade dos preços dos importados.

Portanto, uma desvalorização cambial (aumento de PR) tem um resultado em princípio ambíguo sobre as exportações líquidas; se por um lado tende a diminuir os valores dos

elementos do vetor-preço dos exportados ($p_{Xi} \downarrow$) e não alterar os elementos do vetor-preço dos importados ($p_{Mi} \uparrow$), por outro favorece o crescimento do volume das exportações ($q_{Xi} \uparrow$) e a redução do volume das importações ($q_{Mi} \downarrow$). O efeito final sobre (I.1) irá depender das elasticidades-preço da oferta e da demanda das exportações e importações. Para que o resultado seja de fato positivo a condição de Marshall-Lerner [Marshall (1923) e Lerner (1933)] deverá ser atendida. Ou seja, para um país industrializado, a soma $\eta_x + \eta_m$ deverá ser maior que 1, em que η_x e η_m são as elasticidades-preço de demanda das exportações e importações, respectivamente⁷.

No curto prazo, contudo, não é inusitado que uma queda no *SBCA* suceda a uma desvalorização cambial. O efeito ficou conhecido como "*Curva J*", devido ao percurso do ajustamento da balança comercial no tempo, e a explicação seria a baixa elasticidade-preço das demandas doméstica e externa no período imediato à desvalorização (Zini Jr., 1995, p. 47). Nesse caso, o efeito negativo dos termos de troca sobre o *SBCA* prevaleceria sobre o efeito positivo *quantum*.

A expansão da atividade econômica doméstica, por sua vez, deverá reduzir o *SBCA* por pelo menos dois motivos. O primeiro é que o aumento da renda favorecerá a expansão do consumo agregado, implicando também maior demanda por bens e serviços importados (turismo internacional, por exemplo). O segundo é que, particularmente no caso brasileiro, um aumento do produto induz o crescimento da demanda de bens de capital, visto que será necessário ampliar a capacidade produtiva instalada para atender ao crescimento da demanda por bens finais, e que o Brasil é tradicionalmente um importador líquido nesse setor. Pode-se intuir ainda um terceiro motivo: o produtor priorizaria o mercado interno, em face da maior comodidade transacional. Assim, em períodos de baixa atividade econômica doméstica, o produtor nacional, ao se deparar com uma menor procura por seus bens, é impelido a ofertar no mercado externo seu excedente produtivo. Nas palavras de Prates (2003, p. 2), o mercado externo, nesses momentos, torna-se uma importante "válvula de escape". Em condições inversas, a premência de atender a uma demanda

⁷ Para isso, assumi-se que as elasticidades-preço de oferta das exportações e importações sejam infinitas, ($S_m, S_x \rightarrow \infty$).

nacional em expansão recobriria o interesse do produtor pelo mercado doméstico, refreando o seu ímpeto exportador.

Em contrapartida, um aumento da renda externa tende a favorecer a balança comercial da economia interna, pois, de forma análoga, os residentes estrangeiros demandarão uma maior quantidade de bens e serviço, o que compreende também aqueles produzidos na economia doméstica.

Portanto, o *SBCA* pode ser entendido como o resultado da seguinte relação:

$$SBCA = f(PR, Y, Y^*) \quad (I.2)$$

Ou seja, o *SBCA* é uma função dos preços relativos (*PR*) e dos níveis interno e externo de atividade econômica, respectivamente, *Y* e *Y**. Um aumento dos *PR* (desvalorização cambial, por exemplo) deve aumentar a competitividade-preço da economia nacional *vis-à-vis* o resto do mundo, favorecendo a exportação dos bens locais e dificultando as suas importações, o que resultaria no aumento do *quantum* exportado e na redução do *quantum* importado. Por outro lado, uma desvalorização cambial tem também um efeito negativo sobre o *SBCA*, em decorrência da deterioração dos termos de troca. No médio e longo prazo, todavia, o efeito *quantum* deve prevalecer sobre o efeito termos de troca, resultando em um aumento do *SBCA*. De outra forma, um aumento em *Y* propicia o crescimento da demanda interna, provocando o crescimento das importações e inibindo as exportações, já que a absorção interna tende a ser ampliada. Um comportamento simétrico deve ser observado com o crescimento do *Y**, bastando lembrar a tautologia: importação do resto do mundo é exportação da economia nacional.

Em síntese, este estudo busca contribuir para que melhor se depreenda a evolução da balança comercial brasileira dos bens e serviços não-fatores, tendo em vista a importância desse agregado na compleição das restrições externas ao desenvolvimento nacional. Com esse intuito, as percepções de David Ricardo sobre o comércio exterior são tomadas como matriz teórica central capaz de explicar as relações expressas em (I.2). A teoria adotada é, então, submetida à corroboração empírica mediante a aplicação de duas distintas metodologias econométricas: das variáveis instrumentais e dos vetores auto-regressivos (VAR).

CAPÍTULO 1 - O comércio exterior em David Ricardo: além das vantagens relativas

1.1 - Introdução

A literatura econômica tradicional geralmente reduz as contribuições de David Ricardo sobre o comércio exterior à noção das vantagens relativas¹. Assim, popularizou-se a idéia de uma teoria rígida, baseada no determinismo vocacional dos países. Essa interpretação parcial, por exemplo, permitiu que o pensamento econômico dominante, por muito tempo, se respaldasse nos corolários das vantagens relativas para construir a retórica da tese da divisão inexorável dos países entre industriais e agrícolas, conforme “suas vocações naturais”.

Furtado (1999, p. 17-8) testemunha, por exemplo, que “foi nos anos 30 que se começou a questionar o modelo de economia ‘essencialmente agrícola’ defendido pela classe dominante brasileira (...) Isso hoje parece elementar, mas meio século atrás era motivo de polêmica acalorada”. Em seguida ele esclarece: “A opinião predominante era a de que convinha tornar à forma clássica de desenvolvimento apoiada nas vantagens comparativas [grifo nosso] do comércio internacional. Essa era a boa doutrina aceita universalmente²”.

Além disso, a aceitação preponderante nos meios acadêmicos da doutrina marginalista do equilíbrio geral, contrapondo-se à teoria do valor-trabalho, contribuiu para que o arcabouço ricardiano, já há muito tempo, fosse tomado como anacrônico, não obstante lhe tenham reservado uma posição honrosa nos alfarrábios da economia, conforme assinalou Forgarty:

há muito tempo que os ‘Princípios’ estão obsoletos como expressão do pensamento econômico corrente. Desde que Jevons e Menger estabeleceram as bases da análise marginal, (...). Mas os ‘Princípios’ permanecem um dos grandes documentos sobre pensamento econômico, com um lugar na história

¹ O conceito ficou consagrado como “vantagens comparativas”, contudo Lemos (1988, p. 101), atento ao pleonasma, lembra que “toda vantagem só pode ser comparativa, restando saber se é absoluta ou relativa”.

² Isso não significa, em absoluto, que Furtado tenha rejeitado o princípio das vantagens relativas ou que defendesse a autarquia, mas tão somente que não tenha se resignado com o determinismo produtivo dos países conforme com suas “vocações naturais” (leia-se dotação de fatores). Na seqüência da mesma obra, por exemplo, Furtado registrou: “Ninguém contesta que o comércio internacional haja sido durante séculos criador de riquezas, independentemente da introdução de novas técnicas. Quando Ricardo formulou a teoria dos custos comparativos, que explica aumentos de produtividade gerados pelo intercâmbio internacional, não precisou apelar para o fator avanços nas técnicas (p. 59)”.

(...). Lêem-se agora não pelos ensinamentos que eles possam contar, mas como o documento de um dos grandes pioneiros (...) (1965, p. 8).

Em conseqüência, habitualmente a serventia do legado ricardiano sobre o comércio internacional, a exceção dos textos de história do pensamento econômico, ficou restrita ao embasamento da demonstração (didaticamente concebida) dos benefícios alcançados pelos países quando o comércio exterior ocorre irrestritamente. Demonstração essa muitas vezes construída mediante a admissão de diferenças (implicitamente rígidas) nas dotações de fatores entre as economias consideradas.

Contudo, este estudo não tem propósito investigativo, no sentido de restabelecer as reais intenções de David Ricardo e emitir julgamento de valor a respeito de eventuais distorções interpretativas; tampouco prestar reverências apologéticas ao autor clássico. As pretensões são mais pragmáticas. De encontro a Forgarty, o que se busca na principal obra de Ricardo (Princípios de Economia Política e Tributação) são justamente os “ensinamentos que eles [ainda] possam nos contar”. Simplesmente, intui-se que a obra pode ser de elevada relevância àqueles que buscam a melhor compreensão das relações supracircunstanciais que envolvem o comércio internacional. Dessa forma também parecia entender Lemos (1988, p. 92) quando salientou:

Ao contrário do que comumente se apregoa, a teoria ricardiana sobre o ‘comércio exterior’ extrapola em muito o papel de ‘peça de museu’ que reiteradamente querem atribuir-lhe, para assumir a forma de uma introdução precisa, entendida não no sentido de não conter erros, mas de conter as questões fundamentais que merecem ser discutidas e, teoricamente, desenvolvidas.

Em essência, a expectativa é trazer para discussão a teoria ricardiana sobre o comércio exterior, que transcende a simples idéia das vantagens relativas e que – a despeito de conter passagens obscuras que ensejam interpretações excessivamente idiossincráticas ou simplistas – possa, no presente, engendrar a sistematização de um arcabouço teórico capaz de explicar as relações entre as variáveis envolvidas nas trocas internacionais, contemplando não apenas diversas etapas e situações de comércio, mas também (e talvez principalmente) uma abordagem dinâmica das relações mercantis realizadas pelos países.

Além desta introdução, este capítulo contém quatro outras seções. A segunda seção trata da questão do comércio exterior, propriamente dito, sob a ótica de David Ricardo. A terceira seção busca realizar a transposição teórica da renda agrária de Ricardo (ambientada no

século XVIII) para o espaço contemporâneo da renda urbana de Lemos (1988). A quarta seção tem o propósito de conformar sintética e contemporaneamente as relações entre as variáveis envolvidas no comércio exterior, de acordo com as revisões teóricas realizadas nas seções anteriores. Como é praxe, a última seção destina-se às considerações finais.

1.2 – “Sobre o Comércio Exterior”

Embora a idéia das vantagens relativas seja apenas parte da teoria ricardiana sobre o comércio internacional, sua presença é o elemento catalisador do processo dinâmico, que em todo o momento transforma as relações do comércio internacional. Pois são as alterações nos custos de oportunidade que produzem variações no fluxo de bens e modificam os resultados do comércio. Esta revisão, assim, inicia-se com a leitura do exemplo clássico no qual Ricardo (1996, p. 98) compara situações de comércio entre Inglaterra e Portugal e inaugura a idéia das vantagens relativas, tendo como referência a sua teoria do valor trabalho.

1.2.1 – A noção das vantagens relativas

A Inglaterra é descrita com a seguinte capacidade produtiva: necessita do trabalho de 100 homens-ano para fabricar uma quantidade X de tecido, enquanto a produção de uma quantidade Y de vinho exige o trabalho de 120 homens-ano. Portugal, para obter as mesmas quantidades de tecido e vinho, no mesmo intervalo de tempo, necessita, respectivamente, de 90 e 80 homens. Em síntese, a condição inicial é a da tabela seguinte:

	<u>Tecido (X)</u>	<u>Vinho (Y)</u>
Inglaterra (homens-ano)	100	120
Portugal (homens-ano)	90	80

A impressão inicial é que não há possibilidade de comércio entre os dois países, envolvendo os dois produtos, já que Portugal é mais produtivo na obtenção de ambos. Ricardo, contudo, resolve o aparente paradoxo, avaliando o custo de oportunidade de cada bem em cada país.

Embora Portugal pudesse fabricar tecido com o trabalho de 90 homens, deveria ainda assim importá-los de um país onde fosse necessário o emprego de 100 homens, porque lhe seria mais vantajoso aplicar seu capital na produção de vinho, pelo qual poderia obter mais tecido da Inglaterra do que se desviasse parte de seu capital do cultivo da uva para a manufatura daquele produto (Ricardo, 1996, p. 98).

Anteriormente, o autor já havia imaginado Portugal funcionando como autarquia e concebeu o seguinte resultado:

se Portugal não tivesse nenhuma ligação comercial com outros países, em vez de empregar grande parte de seu capital e de seu esforço na produção de vinhos, com os quais importa, para seu uso, tecidos e ferramentas de outros países, seria obrigado a empregar parte daquele capital na fabricação de tais mercadorias, com resultados provavelmente inferiores em qualidade e quantidade (Ricardo, 1996, p. 97).

Em seguida, após apresentar o conceito das “vantagens”³ e, intrinsecamente, defender uma maior integração do comércio, Ricardo inicia a discussão das trocas desiguais envolvendo os dois países: “A Inglaterra entregaria o produto do trabalho de 100 homens em troca do produto do trabalho de 80”. Mas ressalva que

tal troca não poderia ocorrer entre indivíduos de um mesmo país (...) A diferença entre um país e os demais, nesse aspecto, pode ser facilmente explicada pela dificuldade com que o capital se transfere de um país para outro em busca de aplicações mais lucrativa e pela facilidade com que invariavelmente se muda de uma para outra região no mesmo país.

A experiência mostra, no entanto, que a segurança real ou imaginária do capital, quando não se encontra sob o controle imediato de seu proprietário, aliada à natural relutância de todo homem em abandonar seu país natal e suas relações e a submeter-se, com todos os seus hábitos arraigados, a um governo estrangeiro e a novas leis, refreia a imigração do capital (p. 98-9).

No contexto das trocas desiguais, o autor assume hipóteses que, além de importantes para a sustentação da sua teoria à época, ainda hoje podem ser aceitas como válidas. A primeira hipótese é a da menor mobilidade do capital internacional *vis-à-vis* o capital doméstico. O capital pode ser simbolicamente comparado a um “fluido viscoso”, ou seja, há possibilidade de movimento de capital entre países, em busca de maior lucratividade, porém o movimento não procede com a mesma facilidade com que se dá entre os setores ou entre as regiões de um mesmo país. Assim, a hipótese da equalização dos lucros e,

³ Normalmente, a sumarização da contribuição de Ricardo para o comércio internacional não vai além dessa etapa, no máximo a relação comercial é estendida para vários bens e formalizada em um modelo matemático. Ver, por exemplo, Krugman e Obstfeld (1999, cap. 2) e Cave e Jones (2001, item 3.2).

conseqüentemente, a sua distribuição “uniforme” entre os diversos setores produtivos não devem ser observadas em relação às trocas internacionais⁴.

Também o trabalho (e em maior medida) apresenta restrições à sua mobilidade internacional (essa é a segunda hipótese), o que possibilita que trabalhos qualitativamente equivalentes sejam remunerados diferentemente quando não realizados em um mesmo país. No âmbito do pensamento ricardiano, pode-se inferir pelo menos dois motivos para que essas distinções salariais sejam verificadas. O primeiro seria a existência de diferenças nas dotações de fatores, sejam eles naturais (terras, por exemplo), tecnológicos ou de estoque de capital. Nesse caso, o salário de subsistência seria diferente em cada país. O segundo deve-se ao fato de que o “valor de mercado” (ou preço) do trabalho poderia, de forma sustentável, superar o seu “valor natural”, em países onde “o aumento de capital é gradual e constante”.

Em suma, as diferenças de mobilidades do capital e do trabalho estabelecem as especificidades dos comércios internacional e local, tornando possível a realização das trocas desiguais apenas no âmbito internacionais.

Em seguida, Ricardo reservou aos metais preciosos, a moeda universal, o papel de agente modelador capaz de viabilizar a troca do fruto do trabalho de 100 horas por outro de apenas 80 horas⁵ – o princípio intuitivo é que o poder aquisitivo do ouro não é o mesmo em todo local⁶.

Assim, os tecidos não serão importados por Portugal a menos que lá possam ser vendidos por mais ouro do que custaria no país do qual foram

⁴ Mesmo no tempo presente, em uma época em que o capital é reconhecidamente global e itinerante, há, ainda, considerável resistência ao seu movimento internacional. Seja por variações no nível de incerteza ou pela assimetria da informação, o movimento não ocorre sem alguma resistência. E se de fato é verdade que o seu movimento ocorre hoje com maior fluidez, também é verdade que comparativamente à mobilidade interna, a distinção ainda persiste. É importante ressaltar, todavia, que o termo “capital” empregado por Ricardo refere-se ao capital fecundo, que propicia o aumento da capacidade produtiva de quem o aporta, assemelhado à rubrica investimento direto, diferentemente do termo “capital” usualmente utilizado para designar o capital financeiro internacional, naturalmente fugaz e dotado de alta mobilidade, sem quase nunca participar do processo produtivo. Portanto, a teoria ricardiana não exige como premissa a imobilidade internacional do capital, apenas refuta sua livre movimentação e, processadas as ponderações, a hipótese é ainda hoje plausível.

⁵ Para um exame mais aprofundado das trocas desiguais no âmbito da teoria ricardiana, ver Lemos (1988, Cap. 2).

⁶ Esta idéia contrapõe a hipótese da paridade do poder de compra (PPC) em sua versão absoluta ($P = EP^*$).

importados, e o vinho não entraria na Inglaterra a menos que pudesse ser vendido por mais do que custa em Portugal (p. 99).

Tem-se com isso a seguinte situação: o tecido inglês é produzido com uma quantidade de horas que supera as horas necessárias para produzir o bem em Portugal, mas ainda assim Portugal o importa da Inglaterra. Logo, o preço de mercado do tecido deve ser maior em Portugal do que na Inglaterra. Isso implica que o salário português seja também maior. Caso contrário, o importador Português não teria interesse em concretizar a operação. De fato, dessa forma concebera Ricardo, quando posteriormente arbitrou o seguinte:

O preço do barril fosse aqui [na Inglaterra] 50 libras, e que o preço de determinada quantidade de tecido fosse 45 libras, enquanto, em Portugal, a mesma quantidade de vinho custasse 45 libras e a mesma porção de tecidos 50 libras. O vinho seria exportado de Portugal com um lucro de 5 libras, e os tecidos exportados da Inglaterra, com um lucro de igual valor (p. 100).

Rigorosamente, tomando como referência o que afirmara o próprio autor a respeito do valor de troca de um bem, ou seja, que este depende relativamente do trabalho necessário para sua produção, e caso se julgue necessária uma precisão maior, os valores monetários do exemplo acima deveriam sofrer alguns ajustes. Na Inglaterra o preço mais apropriado para o vinho seria de 54 libras, caso o preço do tecido fosse de 45 libras (100 horas para produzir tecidos contra 120 horas para produzir vinho). Enquanto, em Portugal, o preço do tecido deveria ser de 50,625 libras, com o vinho custando 45 libras (90 horas para o tecido contra 80 horas para o vinho). Com o comércio internacional, os preços dos bens seriam estabelecidos internacionalmente de acordo com a oferta e a demanda de cada um deles. Mas é razoável, por exemplo, imaginar que o preço do vinho aumentaria em Portugal e se reduziria na Inglaterra, com o tecido ocorreria justamente o contrário. Com isso, o preço internacional do vinho relativo ao (P_V/P_T) tecido deveria situar-se entre os custos de oportunidade do bem nos dois países, ou seja:

$$\frac{80}{90} < \frac{P_V}{P_T} < \frac{120}{100} \quad (1.2.1)$$

Assumindo, por simplificação expositiva, que a taxa de lucro corrente (β) é a mesma nos dois países e lembrando que a última porção produzida (referência para o valor de troca) não paga renda da terra, o salário da economia portuguesa (w_p) relativo ao salário da economia inglesa (w_I) deveria ser:

$$\frac{w_P}{w_I} = \frac{\frac{P_V}{(1+\beta) \cdot 80}}{\frac{P_T}{(1+\beta) \cdot 100}} = \frac{P_V}{P_T} \cdot \frac{100}{80} = 1,25 \cdot \frac{P_V}{P_T} \quad (1.2.2)$$

Associando, agora, (1.2.1) e (1.2.2), tem-se que:

$$1,25 \cdot \frac{80}{90} < \frac{w_P}{w_I} < \frac{120}{100} \cdot 1,25 \quad \therefore \quad 1,11 < \frac{w_P}{w_I} < 1,50$$

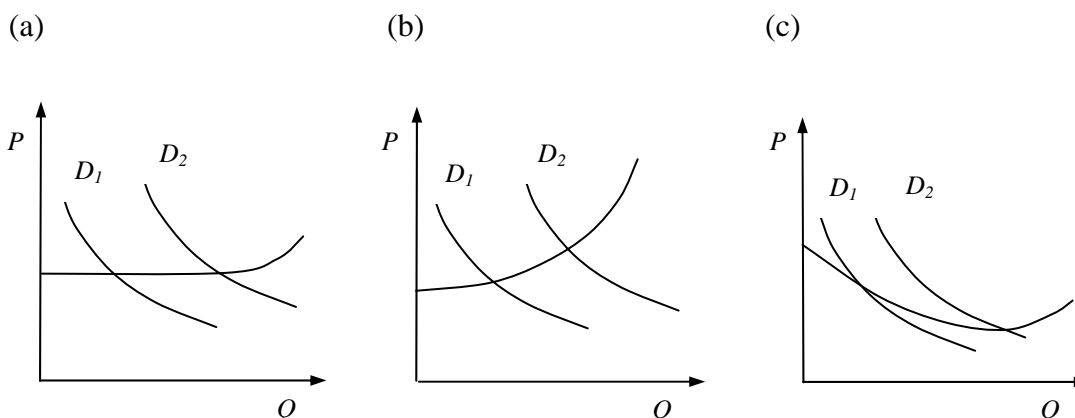
Isto é, para que o comércio entre os países seja de fato possível, com o envolvimento dos dois bens, é necessário que o salário da economia portuguesa supere o da economia inglesa em aproximadamente 11%, sem, contudo, superá-lo em 50%. Se w_P/w_I for menor do que 1,11, será mais vantajoso para a economia portuguesa produzir o próprio tecido e não mais importá-lo da Inglaterra. No outro extremo, para w_P/w_I maior do que 1,50, Portugal não mais conseguirá exportar o vinho à Inglaterra.

Há ainda uma outra questão a ser avaliada: qual é a estrutura da função de produção a ser assumida para os dois bens nos dois países? Se for tomado, especificamente, conforme o autor considerou na formulação do exemplo (possivelmente para facilitar a exposição do seu argumento), o produto marginal do trabalho seria constante e, conseqüentemente, haveria especialização plena na produção dos dois bens. Portugal produziria vinho para as duas economias e deixaria de produzir tecidos, enquanto na Inglaterra a situação seria exatamente inversa. Contudo, anteriormente Ricardo já havia registrado que a necessidade de se ofertar mais de um bem (em decorrência do aumento de demanda) provocaria sobre o seu “preço natural” dois efeitos de sinais opostos, podendo resultar em aumento ou queda de valor a depender de qual desses efeitos prevalecesse. O primeiro efeito seria a produtividade marginal decrescente do trabalho, decorrente da utilização de terras inferiores (origem da renda fundiária), que tenderia a elevar os preços dos bens (o mecanismo da renda da terra). O segundo efeito, aqui interpretado como economias de escala⁷, operaria no sentido de reduzir o preço. Em princípio todos os bens estariam, em

⁷ “O preço natural de todas as mercadorias – com exceção dos produtos agrícolas, e do trabalho – tende a cair com o aumento da riqueza e da população, pois, embora de um lado aumentem em valor real quando o preço natural da matéria-prima de que são feitas se eleva, isso é mais do que compensado pelos aperfeiçoamentos da maquinaria, melhores divisões e distribuição do trabalho e crescente qualificação científica e técnica dos produtores”.

seus processos de obtenção, submetidos à ação dessas duas forças, que, no entanto, variariam em suas intensidades conforme as singularidades produtivas de cada um. Posteriormente, essa questão voltará aqui a ser discutida, por ora, no entanto, a **Fig. 1.2.1** sintetiza as três situações aventadas.

Figura 1.2.1 – Aumento de demanda em três diferentes situações de oferta.



Fonte: Elaboração Própria

No primeiro caso, **Fig. 1.2.1(a)**, o aumento de demanda (representado pelo deslocamento de D_1 para D_2) eleva a quantidade produzida sem, contudo, elevar o “preço natural” do bem, na forma do exemplo vinho/tecido. A **Fig. 1.2.1(b)** representa a situação em que o efeito retornos decrescentes prevalece sobre o efeito ganho de escala. Nesse caso, o crescimento da produção provoca a elevação do “preço natural”, e não necessariamente haveria especialização plena na produção do bem, pois cada unidade a mais a ser ofertada implicaria o aumento do custo de oportunidade do produto. Assim, seria possível que já não houvesse vantagem relativa na produção do bem antes que se conseguisse produzir a última unidade necessária para suprir a demanda do produto nos dois países. O último gráfico, **Fig. 1.2.1(c)**, representa a situação em que a economia de escala prevaleceria, fazendo com que o “preço natural” caia à medida que mais unidades são produzidas. Na prática, contudo, há um limite para as economias de escala (ainda que esse possa ser bastante elástico), senão todo o capital de uma economia seria atraído para um único setor (aquele em que o fenômeno fosse observado), e a economia produziria um único bem. O fato de os países possuírem pautas de comércio internacional envolvendo diversos bens é a prova revelada da existência desse limite.

1.2.2 – Alterações nas condições das vantagens relativas (choque de produtividade)

Equacionadas as questões estáticas, o autor introduz, então, um choque exógeno na produtividade do vinho inglês, alterando a relação comercial inicialmente estabelecida entre os países, e, definitivamente, confere natureza dinâmica à sua teoria.

Imaginemos agora que a Inglaterra descubra um processo de produzir vinho, pelo qual lhe fosse mais interessante produzi-lo do que importá-lo. Uma parcela de capital seria naturalmente desviada do comércio exterior para o interno, e o país deixaria de produzir tecido para exportação e produziria vinho para o seu próprio abastecimento (p. 99).

A rigor, com base na própria idéia das vantagens relativas, deveria ocorrer (caso o ganho de produtividade inglês fosse suficientemente elevado) uma inversão no fluxo de mercadorias – a Inglaterra passaria a exportar vinho para Portugal e a importar deste o tecido. Teoricamente, a situação em que o comércio não é possível só ocorre quando os custos de oportunidade entre os dois países se igualam (desprezando-se os custos transacionais), situação, portanto, inusitada. Mas, para que isso de fato se verificasse, também a relação salarial entre os países teria que ser modificada, com a redução do salário relativo de Portugal. Essa parece ter sido a intenção de Ricardo quando, em um momento seguinte, descreve melhor o processo de mudança nas condições comerciais e admite a possibilidade de se inverter o sentido do fluxo de bens.

O preço monetário dessas mercadorias seria regulado de acordo com essa mudança: aqui o vinho se tornaria mais barato e o tecido continuaria ao preço anterior, enquanto, em Portugal nenhuma alteração ocorreria nos preços dos dois produtos. O tecido continuaria a ser exportado durante algum tempo, já que seu preço permaneceria maior em Portugal do que aqui (...). Se o novo processo de produzir vinho oferecesse grandes vantagens, poderia ser lucrativo para ambos os países trocar de atividades, com a Inglaterra passando a produzir todo o vinho e Portugal todo o tecido consumido por ambos (p. 99).

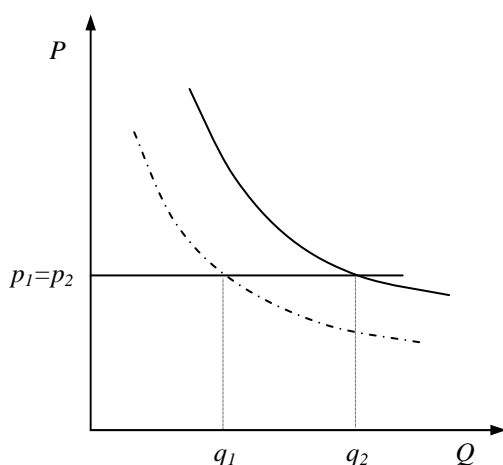
Há, portanto, nesse momento, uma mudança no resultado comercial. O implícito equilíbrio inicial é quebrado em favor da Inglaterra, que segue exportando tecido (em quantidade menor) e não mais importa o vinho português.

A **Fig. 1.2.2** ilustra as mudanças ocorridas na produção do bem (vinho ou tecido) nos dois países, em decorrência do comércio internacional, supondo custos de oportunidade fixos (produto marginal do trabalho constante). O país exportador (Portugal, se o bem for vinho, ou Inglaterra, se o bem for tecido) está representado na **Fig. 1.2.2(a)**. Nesse caso, a curva

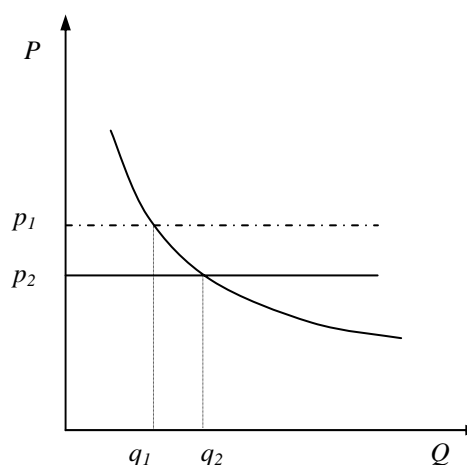
de demanda é deslocada para a direita, refletindo o surgimento da demanda de exportação. No país importador, o preço cai de p_1 para p_2 com a oferta de importação, fazendo subir a quantidade consumida de q_1 para q_2 . Admitida, então, a hipótese simplificadora de que os dois países são economicamente similares e que os bens são igualmente importantes à satisfação do consumidor, é fácil perceber que o comércio propicia nos dois países um aumento de bem-estar social, em decorrência do maior consumo.

Figura 1.2.2 – Efeitos do comércio internacional.

(a) País Exportador



(b) País Importador



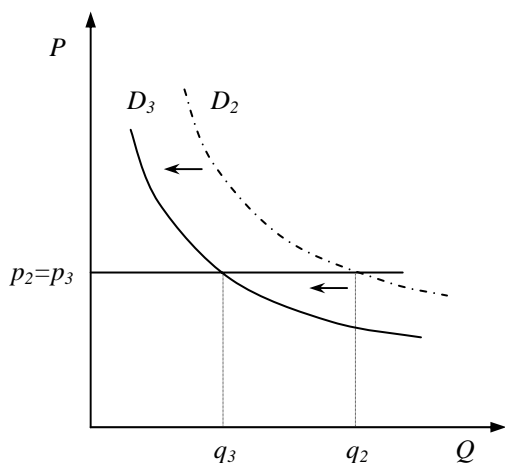
Fonte: Elaboração Própria

No momento seguinte, com o aprimoramento do processo produtivo do vinho na Inglaterra, Portugal já não mais conseguiria lhe exportar o vinho. Muito embora não esteja explicitado no texto, a mudança, em um primeiro momento, implicaria, em Portugal, o desemprego do trabalho e do capital que anteriormente eram utilizados na exportação de vinho.

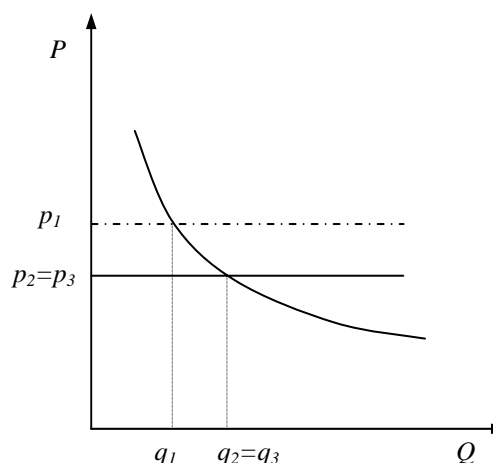
A mudança em Portugal está ilustrada na **Fig. 1.2.3**. No setor do vinho, a demanda é reduzida de D_1 para D_2 , expressando o fato de que a curva agora representa apenas a demanda interna, conforme está apresentado na **Fig. 1.2.3(a)**. Com relação ao tecido, a Inglaterra continua a exportá-lo para Portugal, já que não houve mudança no preço do produto e que, no curto prazo, as transações comerciais no mercado de tecido não são afetadas pelas mudanças ocorridas no processo produtivo do vinho.

Figura 1.2.3 – Resultado da mudança de produtividade inglesa de vinho em Portugal.

(a) Vinho



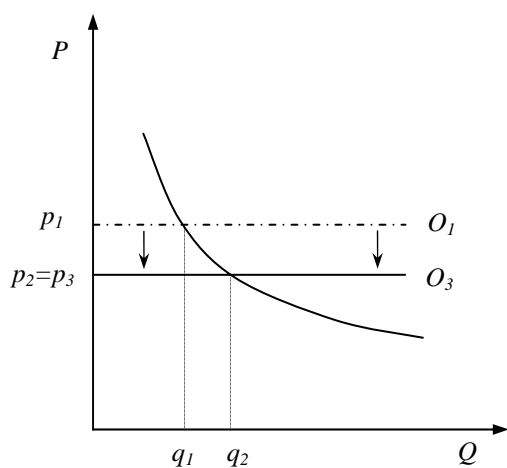
(b) Tecido



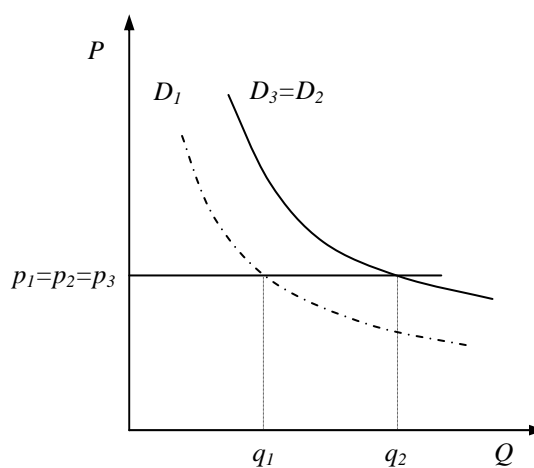
Fonte: Elaboração Própria

Figura 1.2.4 – Resultado da mudança de produtividade inglesa de vinho na Inglaterra.

(a) Vinho



(b) Tecido



Fonte: Elaboração Própria

A **Fig. 1.2.4** ilustra as mudanças ocorridas na Inglaterra a partir da sua melhoria na produção do vinho. Na **Fig. 1.2.4(a)**, o avanço produtivo proporciona o deslocamento da função de oferta de vinho de O_1 para O_3 , fazendo cair o preço de p_1 para p_3 e, com isso,

inviabilizando a importação do vinho português. Com relação ao tecido inglês, nenhuma mudança é verificada já que não houve mudanças nas funções de demanda (doméstica e externa). O resultado comercial agregado é o superávit inglês e o déficit português. O desequilíbrio é, então, equacionado com a transferência de divisas (ouro) de Portugal para a Inglaterra. O saldo comercial inglês é fruto do seu ganho de produtividade. Portugal, a despeito de não ter alterado sua tecnologia, paga com seu déficit comercial (e, por conseguinte, com a transferência de divisas) pela perda de produtividade relativa, pela inércia fabril. Ou seja, uma mudança nos rendimentos dos insumos, que ocorre em um único país, e altera a relação de preços, produz efeitos nos seus parceiros comerciais e, por contágio, nos demais países, bastando para isso que participem do comércio internacional.

1.2.3 – Mudança dos preços internos e um novo equilíbrio

Ricardo, em seguida, prevê mais uma mudança nas condições das relações comerciais entre os países, decorrente do desequilíbrio no fluxo de mercadorias.

Isso [as relações comerciais], no entanto, poderia ocorrer com uma nova distribuição dos metais preciosos, o que elevaria o preço do tecido na Inglaterra e o reduziria em Portugal. O preço relativo do vinho diminuiria na Inglaterra, por causa da vantagem real decorrente dos aperfeiçoamentos realizados em sua fabricação: isto é, seu preço natural se reduziria. E o preço relativo do tecido aumentaria, devido à acumulação de dinheiro [grifos nossos] (p. 100).

Como se dá o processo de mudança dos preços internos, decorrente da redução ou aumento do dinheiro internacional no país? Essa questão não é ponto pacífico na análise da teoria ricardiana. A prudência, então, recomenda que se prossiga na leitura atenta do texto na expectativa de encontrar elementos que possam corroborar a posição a ser assumida.

Inicialmente, o autor parece sugerir que a tese da mudança dos preços relativos, assim como em Hume⁸, sustenta-se na validade da teoria quantitativa da moeda⁹, o que o

⁸ Mecanismo fluxo-espécie-preços de David Hume que tem em suas premissas básicas a Teoria Quantitativa da Moeda e o padrão-ouro. Para uma revisão da abordagem, ver, por exemplo, Williamson (1989).

⁹ Na verdade, Ricardo já havia se colocado de acordo com as relações causais do quantitativismo em outras oportunidades, a exemplo da posição assumida em um dos inúmeros debates que travará com seu amigo Malthus. Na oportunidade, o tema era a causa da inflação inglesa, e Ricardo adotara a tese de que “a causa do aumento dos preços residia no excesso de emissão de notas pelo Tesouro” (Holanda, 1996, p. 7). Contudo, como se buscará demonstrar na seqüência, o quantitativismo assumido por ele nos “Princípios” difere sobremaneira da sua forma usualmente compreendida.

obrigaria a adotar também outras premissas monetárias, notadamente a da não-esterilização e a imobilidade de capital, pressupostos contemporaneamente pouco aceitáveis.

Em seguida, o autor dissocia o interesse privado do comerciante das conseqüências macroeconômicas da sua ação.

O negociante simplesmente compra tecidos ingleses, pagando-os com uma letra de câmbio adquirida com dinheiro português. Pouco importa o que possa acontecer ao seu dinheiro, pois saldou sua dívida com a entrega da letra de câmbio. Sua transação é sem dúvida regulada pelas condições em que pode obter essa letra de câmbio, mas, ao realizar o negócio, ele as tem bem conhecidas, e as causas que influem sobre o preço das letras, ou a taxa de câmbio, não lhe interessam (Ricardo, 1996, p. 100).

Portanto, para o comerciante pouco importa (ou ignora) que sua compra da letra de câmbio no tempo t irá, em $t+1$, provocar o aumento do preço do título e, na seqüência, inviabilizar a continuidade do negócio. Interessa a ele apenas o preço da letra em t .

Na primeira etapa, antes do choque na produção do vinho inglês, supondo equilíbrio no comércio dos dois produtos, o exportador do vinho português aparecia como vendedor de uma letra que era comprada pelo importador de tecidos. Na Inglaterra, o exportador de tecidos ofertava a letra ao importador de vinho. Dessa forma, o resultado cambial agregado nos dois países era nulo, não havendo, assim, necessidade de transferência de metais preciosos entre eles.

No momento seguinte, cessada a exportação portuguesa de vinho, o equilíbrio cambial não mais seria possível. Dessa forma, o excesso de demanda dos títulos em Portugal e sua falta na Inglaterra tenderiam a mudar o preço da letra nos dois países. “O preço desse título [em Portugal] seria maior, pois o seu vendedor saberia não existir no mercado um contra-título por meio do qual se pudesse liquidar a transação entre os dois países”. O autor, nesse ponto, parece indicar (com a valorização dos títulos) para a desvalorização cambial em Portugal, decorrente da nova situação no mercado de câmbio. Mas imediatamente ele reitera o movimento de reservas e, em seguida, confirma textualmente o câmbio nominal fixo: “esse aumento no valor do dinheiro não se refletirá na taxa de câmbio. As letras podem continuar sendo negociadas ao par, embora os preços do trigo sejam 10, 20, 30% mais altos num país que em outro”. De fato, o que ocorre é uma mudança nos preços

internos, e conseqüentemente uma alteração no câmbio real; o câmbio nominal, entretanto, permanece fixo.

É, todavia, alusivo que Ricardo tenha se referido primeiramente ao preço do trigo (conforme acima grifado), para em seguida estender o efeito a todos os bens da economia, conforme segue: “a redução do dinheiro num país e seu aumento em outro não influem apenas no preço de uma mercadoria, mas no preço de todas”. Daí é plausível inferir, de acordo com o texto, que a vantagem comercial impulsiona um aumento de demanda de trigo, exigindo uma maior oferta do produto e, conseqüentemente, provocando o aumento do seu valor. Há, com isso, o aumento no valor do trabalho (já que o trigo é o bem representativo da cesta de subsistência do trabalhador) e, conseqüentemente, o aumento nos preços de todos os bens da economia, na proporção direta da participação do insumo trabalho na elaboração de cada produto. Na seqüência, Ricardo novamente destaca a correlação entre desenvolvimento produtivo e o movimento dos preços.

No país onde se tivesse verificado o aperfeiçoamento técnico, os preços aumentariam; naquele em que nada houvesse mudado, mas onde tivesse havido perda de um lucrativo ramo do comércio exterior, os preços diminuiriam (...) De alguma forma o dinheiro teria mudado de valor nos dois países, baixando na Inglaterra e subindo em Portugal (p. 101).

...

Os preços de todas as mercadorias são afetados pela retirada de dinheiro de um país e por sua acumulação em outro, e, em conseqüência, estimula-se a exportação de muitas outras mercadorias [grifo nosso] além do dinheiro, o que implicará que o efeito produzido no valor do dinheiro nos dois países seja tão grande quanto se poderia esperar (p. 102).

Portanto, apesar de o enfoque ricardiano não abranger mudanças na taxa de câmbio nominal, a hipótese de variações no câmbio real é perfeitamente prevista, em decorrência de alterações nos níveis dos preços internos e externos. A mudança nos preços relativos remodela a competitividade dos bens, favorecendo o país onde o dinheiro se tornou mais caro em detrimento daquele onde o dinheiro se tornou mais barato, e os bens se apreciaram. Por conseguinte, essa mudança promove uma nova interferência no saldo da balança comercial (esta com sentido inverso ao da primeira). O que foi conseqüência, no momento seguinte, passa a ser causa.

Além disso, na seqüência lógica da sua explanação, Ricardo também esboçou o que viria a ser conhecido como o efeito Balassa-Samuelson¹⁰.

(...) os preços dos produtos nacionais e das mercadorias de grande volume, embora comparativamente de pequeno valor, são, independentes de outras causas, maiores nos países onde floresce a indústria. (...) os salários, assim como os produtos agrícolas, terão maior cotação em dinheiro no país que, pela superioridade quanto à qualidade dos trabalhadores e quanto à maquinaria, receber grande quantidade de dinheiro em troca da exportação de seus bens [grifos nossos] (p. 102).

Nesse ponto, é necessário aperceber a acepção dada por Ricardo aos termos produtos nacionais e mercadorias de grande volume. Essa é, sem dúvida, uma questão importante para se compreender o processo de mudança dos preços relativos. Avalia-se, aqui, tratar-se dos bens que pela sua natureza não podem ser ofertados longe do espaço em que são gerados, ou que têm a comercialização internacional inviabilizada pelos elevados custos de transporte. Genericamente, poderíamos incluir nesse grupo alguns serviços (à época do autor, praticamente em todas as suas formas), bens de baixa relação valor/massa, bens perecíveis etc. Seriam esses, então, os hoje denominados (e já aqui ressaltados) bens não-comerciáveis (*non-tradable goods*), freqüentemente simbolizados pelo trigo no texto ricardiano. No grupo oposto, os produtos manufaturados seriam os bens comerciáveis (*tradable goods*), ou seja, os bens que efetivamente compõem o fluxo comercial internacional.

Portanto, é a relação entre essas duas classes de bens que determina o valor do dinheiro, o câmbio real (entendido em seu sentido amplo). As vantagens comparativas – a tributação, a capacidade industrial, as vantagens climáticas, as produções naturais e muitas outras causas (o grau de transportabilidade, por exemplo) (Ricardo, 1996, p. 103) – seriam responsáveis pela formação dos preços dos bens comerciáveis, que ocorreria em nível internacional. Enquanto as mudanças na “distribuição de metais preciosos” alterariam, sobretudo, os preços dos bens não-comerciáveis. O resultado final sobre o saldo da balança comercial dependeria da combinação dessas duas ações. Uma melhora no nível de competitividade internacional de um país, tudo o mais constante, produziria um

¹⁰ Como será mais tarde abordado, contudo, os pesquisadores que emprestaram seus nomes ao efeito atribuíram-lhe outras causas.

crescimento do seu saldo comercial; um aumento dos preços internos (também tudo o mais constante), uma piora.

1.2.4 – Síntese e lacunas

Didaticamente, pode-se sumarizar a seqüência apresentada pelo autor em quatro etapas (ou momentos): na primeira, o conceito das vantagens relativas é apresentado, contextualizando os benefícios do comércio internacional, e as condições do equilíbrio estático são colocadas; na segunda, ocorre o choque de oferta, resultando na quebra do equilíbrio comercial; na terceira, sucede a mudança dos preços relativos em decorrência do aumento ou da redução dos metais preciosos no país; e na quarta, a mudança dos preços relativos altera a competitividade dos produtos e, assim, interfere no saldo comercial. O saldo da balança comercial de um país seria, então, a consequência da agregação de diversos “sistemas” comerciais, cada um representando um bem da economia, que, aleatoriamente defasados, se inter-relacionam no tempo e no espaço.

Contudo, a despeito da relevância da discriminação dos bens entre comerciáveis e não-comerciáveis, e da seqüência sumarizada no parágrafo anterior encerrar em si o círculo das relações mercantis externas, o mecanismo que transforma o movimento dos metais preciosos em variação dos preços internos (terceira etapa) precisa ser mais bem discutido. Foi visto que a mudança de preços dos bens comerciáveis *vis-à-vis* os preços dos não-comerciáveis altera as condições de comércio e conseqüentemente o resultado da balança comercial, mas o processo de mudança dos preços relativos não parece ter sido suficientemente esclarecido.

A Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), conforme fora anteriormente aventado como o agente da transformação, explicaria apenas um aumento (ou redução) generalizado de preços, mas não a mudança interna dos preços relativos. Além disso, Ricardo textualmente negara a neutralidade da moeda (corolário dessa teoria na sua forma consagrada) na oportunidade em que avaliou os efeitos do fluxo monetário de Portugal para a Inglaterra, na seguinte forma: “A vantagem de Portugal, entretanto, é apenas aparente, pois a produção conjunta de tecidos e vinho nesse país teria diminuído, enquanto a quantidade produzida na Inglaterra teria aumentado” (p. 102). Contudo, Ricardo emitira parecer a

respeito da inflação inglesa fundamentando-se na TQM. A solução para esse impasse, então, necessariamente, implica a assunção de um nível de subjetividade interpretativa que transcende a normalmente empregada em estudos dessa espécie, não significando dizer que se recorrerá a recursos simplificadores. A solução adotada nesse caso consistiu em recorrer a outro autor, já que os escritos de Ricardo não se mostraram suficientes para resolver a questão.

Lemos (1988) apresenta uma explicação consistente para a mudança dos preços relativos na sua teoria da renda fundiária urbana, elaborada a partir da matriz ricardiana.

O aumento do afluxo de ouro nada mais é do que a expressão de sua desvalorização efetiva (e não conjuntural), assim como a saída líquida de ouro pode indicar uma perda de competitividade das exportações e a necessidade de sua desvalorização (frente ao ouro) para manter-se à tona no mercado internacional (...) os movimentos de preços e estoques de metais preciosos nada mais são do que expressões das constantes revoluções do valor (...) esta interpretação sugere que Ricardo não seria, sob o aspecto das trocas internacionais, quantitativista, uma vez que as revoluções do valor tenderiam a alterar a estrutura de preços relativos e somente a partir daí o nível absoluto de preços (Lemos, 1988, p. 107).

Lemos, portanto, desvencilha o esquema ricardiano do quantitativismo conjuntural – elemento imprescindível ao mecanismo de Hume e aos monetaristas em geral – livrando-o intrinsecamente também das suas hipóteses particularizadas. Além disso, o autor busca construir teoricamente o agente da ação, que simplificadamente se atribui ao quantitativismo monetário, quando afirma que “o aumento do ouro (ou a sua redução, conforme o caso) não constitui causa, mas um efeito paralelo da saída ou entrada de numerário. A causa seria a redução (ou aumento) da renda fundiária urbana [grifo nosso]” (p. 111).

A teoria de Lemos também pode ser útil à conformação da teoria ricardiana ao momento presente. A teoria da renda fundiária de Ricardo dos produtos agrários, por exemplo, não parece ser capaz de sozinha explicar, nos dias atuais, o aumento dos preços internos nos países ricos *vis-à-vis* os países pobres. Pois, a despeito da validade dos retornos decrescentes de capital e trabalho aplicados na terra, o alto crescimento da produtividade agrícola parece ter sido mais do que suficientes para contrapor o surgimento desses retornos decrescentes, resultando na sistemática redução de seus preços ao longo dos anos decorridos da constituição da teoria até hoje. Mas a idéia da renda da terra (rural) pode ser

estendida para o ambiente urbano e contemporâneo e, assim, explicar o crescimento dos preços internos – que nos dias atuais são fortemente influenciados pelos preços dos serviços e não mais, como na era ricardiana, pelos produtos da terra.

A seção seguinte, então, será dedicada à compreensão da teoria da renda fundiária urbana de Lemos, que aqui serve a esses dois propósitos, ou seja: a própria elucidação do fenômeno de transformação dos preços relativos internos, a partir do fluxo monetário; e a transposição da renda agrária de Ricardo, ambientada no século XVIII, para o ambiente econômico atual, caracterizado, sobretudo, pelo espaço urbano e seus produtos.

1.3 - A teoria da renda espacial urbana

A teoria da renda espacial desenvolvida por Lemos tem inspiração na renda fundiária de Ricardo, a qual foi ampliada para absorver, no geral, a realidade econômica contemporânea e, em particular, as singularidades espaciais dos países ou de uma outra divisão territorial qualquer.

Ricardo definiu a renda fundiária como a compensação aos proprietários pelo uso das forças originais e indestrutíveis da terra. Transpondo o conceito para o universo contemporâneo, o aluguel de um espaço edificado qualquer seria composto por duas parcelas: a primeira, referente à ocupação do espaço urbano, e a segunda, pelo usufruto das instalações ou como forma de indenização pelas depreciações ocorridas nas edificações ao longo do período de ocupação. Somente a primeira parcela se refere à renda da terra (urbana). A segunda é a expressão da remuneração (ou indenização) de um capital utilizado (ou depreciado).

Recorrendo a um exemplo similar ao apresentado usualmente na explanação da renda fundiária rural, um espaço urbano qualquer possui valores diferentes antes e após uma edificação. A diferença é o capital incorporado, e o valor original, antes da edificação, reflete a renda da terra potencial. Com a mesma idéia, dois prédios com edificações idênticas, mas localizados em espaços distintos, possuem, provavelmente, também preços distintos, pois cada espaço é singular e tem, portando, valor específico. A diferença de preços entre eles reflete as diferenças das suas rendas espaciais.

Assim como na renda fundiária ricardiana, a escassez é o primeiro elemento essencial para o surgimento da renda urbana, e basicamente dois elementos referenciam as decisões de localização dos investidores: a acessibilidade aos mercados que a posse do espaço propicia (elemento aglomerante) e a renda fundiária refletida no preço do solo – seja para alienação ou locação – (elemento desaglomerante). O primeiro elemento varia conforme a atividade econômica, fazendo com que um mesmo espaço possua diversas relações de custo/benefício em função das singularidades do empreendimento ao qual esse se destina. É compreensível que o cabeleireiro busque espaços estritamente urbanos e de pequenas dimensões, que a indústria tenda a ser instalada nas cercanias dos grandes centros, em áreas significativamente maiores do que as normalmente utilizadas pelas atividades terciárias, e que o agricultor cultive grandes extensões de terras rurais fora do entorno urbano. Mas é importante a todos eles que as áreas ocupadas proporcionem às suas atividades a melhor acessibilidade possível aos mercados. O que refreia a maior aproximação do industrial e do agricultor dos grandes centros urbanos é o custo por unidade de área. E o que inviabiliza ao cabeleireiro de livrar-se dos custos elevados da área que ocupa é a impossibilidade de desvincular, do tempo e do espaço, os seus atos de produzir e de vender.

(...) a busca do sobrelucro¹¹ é o principal motor que aciona a acumulação de capital no espaço fazendo com que as vantagens naturais ou urbanas das regiões sejam entendidas como fatores determinantes deste movimento. Por outro lado, na medida em que tais vantagens exprimem-se como vantagens de monopólio, temos sua necessária conversão de sobrelucro em renda (...). Assim, enquanto que a existência do sobrelucro constitui, por si, um fator de atração do capital, sua conversão em renda fundiária constitui um fator de repulsão, configurando um movimento contraditório (Lemos, 1988, p. 302).

Contudo, a combinação dessas forças opostas não deverá necessariamente resultar em equilíbrio, pois a renda da terra, a despeito de tender a se igualar ao seu agente em intensidade, o faz em um momento adiante. O equilíbrio no tempo é, nesse caso, uma situação inusitada e instável. O desequilíbrio é o estado ordinário do sistema, o elemento catalisador do movimento do capital no espaço, que tende sempre a mover-se em direção ao local que ofereça a melhor relação sobrelucro/renda espacial.

¹¹ Pode-se, por aproximação, entender o conceito de sobrelucro como a parcela do lucro que excede os "lucros normais e correntes", referidos por Ricardo.

Nesse sentido, a renda espacial funciona como reguladora do sobrelucro, restando sua reprodução ilimitada. “O equilíbrio não pode ser mais do que uma tendência que pressiona em meio aos fatores desequilibrantes e se manifesta enquanto média de inúmeras flutuações, jamais susceptível de flutuações” (Jacob, 1996, p.32)¹². A existência do sobrelucro atrai novos investidores, fazendo crescer a demanda por novos espaços e, conseqüentemente, elevando a renda urbana. O novo investidor, todavia, encontra uma renda espacial que foi estabelecida anteriormente à sua decisão de empreender. Da mesma forma, sua decisão influenciará marginalmente a formação de uma renda urbana que só no futuro se verificará. A busca, então, do sobrelucro faz crescer a demanda pelo espaço, provocando uma sucessão de infundáveis desequilíbrios, que, entretanto, em um momento seguinte, tende a corrigir mais desequilíbrios, com a elevação da renda fundiária.

Com isso, os investidores, na busca da melhor relação sobrelucro/renda espacial, acabam por construir o mapa econômico de uma localidade em função das produtividades por unidade de área das atividades e das transportabilidades dos produtos. Nesse contexto, aproximam-se dos centros urbanos as atividades que possuem produtividade por unidade de área suficiente para arcar com os elevados encargos da renda urbana e/ou que o baixo grau de transportabilidade dos seus produtos não permita uma outra localização.

Didaticamente, as qualificações de um espaço urbano podem ser simplificadas em elementos de duas naturezas: o primeiro sintetiza os aspectos de localização estrita, que tanto pode referir-se à sua localização micro-espacial (região, bairro, rua etc.) como ao seu macro-espço (cidade, estado, país); o segundo refere-se ao que se poderia chamar de potencialidades de edificação, que também podem ser subdividas em características “originais” (topografia, posição em relação ao sol, qualidade do solo etc.) e “sociais” (a legislação de ordenamento urbano, por exemplo). O conjunto dessas características irá definir o grau de acessibilidade aos mercados de uma área e a potencialidade de absorção de capital e, na seqüência, o valor da renda urbana.

Por outro lado, a intensificação do capital em um espaço urbano apresenta (pelo menos em um dado ponto) retornos decrescentes para o capital. A confirmação empírica dessa

¹² Na verdade, Jacob se referia à Lei do valor de Marx quando formulou esse raciocínio. Aqui, contudo, o texto foi tomado de empréstimo por entendê-lo perfeitamente apropriado ao contexto sobrelucro/renda urbana.

hipótese, assim como no caso agrícola, é evidenciada pela ocupação de espaços urbanos de capacidades produtivas inferiores. Têm-se, em princípio, duas possibilidades aritméticas para o fato. A primeira, mais arbitrária, sustenta-se nos custos crescentes da verticalização – por exemplo: considerando que o número de pavimentos da construção compreenda a intensificação, o custo da construção de dois pavimentos ultrapassaria o dobro do custo de um único pavimento; o custo da construção de três pavimentos supera $3/2$ do custo da construção de dois pavimentos etc. A segunda, de mais fácil percepção intuitiva¹³, é que o sobrelucro proporcionado por cada unidade de área acrescida tem comportamento decrescente (intensificação do tráfego urbano, ampliação do espaço destinado para estacionamento de veículos, dificuldade de acesso aos pavimentos superiores etc.). Em qualquer caso, todavia, o resultado final será a produtividade decrescente do capital.

O grau de acessibilidade aos mercados, por sua vez, é em geral inversamente proporcional às distâncias do ponto referencial aos diversos centros urbanos. Esse referencial, no entanto, não se encerra tão somente no mercado final, ou seja, no cliente, mas na totalidade das necessidades produtivas da atividade.

(...) o espaço localizado para qualquer atividade seria todo aquele onde o processo de reprodução global de atividade (que envolve não só a venda do produto como a compra de mercadorias intermediárias e força de trabalho) expressasse um custo de acessibilidade tal que, somado ao preço de produção, permitisse a existência de um sobrelucro transformável em renda. O custo de acessibilidade seria medido em função de vários mercados, tanto do produto final da atividade como de sua demanda intermediária e de força de trabalho (Lemos, 1988, p. 338).

Se implicasse apenas o mercado final, uma indústria intensiva em tecnologia e que produzisse um bem de elevado grau de transportabilidade poderia localizar-se em um ponto distante dos grandes centros, usufruindo o baixo custo de acessibilidade. Contudo, a necessidade de situar-se próximo ao mercado de trabalho qualificado e de serviços especializados provavelmente desqualificaria tal opção.

O mercado do ponto de vista espacial pode ser então definido não apenas um *locus* de compra e venda de mercadorias, mas sim de modo mais geral um *locus* de produção 'dentro da circulação' e da produção de serviços. A acessibilidade ao mercado, nestes termos, significa acessibilidade aos atos concretos de compra e venda e à produção de serviços (LEMOS, 1988, p. 346).

¹³ Mas que, contudo, não serão empregados maiores esforços em demonstrar aqui.

Portanto, a renda urbana emana (da mesma forma que na renda rural) de uma situação de escassez de localização favorável e da produtividade decrescente do capital. A analogia, então, com o processo fundiário de Ricardo parece elementar. Uma vantagem relativa poderia principiar o processo de aglomeração urbana. Os melhores espaços são inicialmente ocupados (normalmente dirigido pelo que se denominou anteriormente de características “originais”). Em seguida, verifica-se um aumento de capital, tanto gerado endogenamente, em decorrência do lucro advindo da vantagem relativa, como na forma de investimento externo (atraído pelo sobrelucro local). Novos espaços são, por seguinte, demandados, ocupando as áreas relativamente inferiores e fazendo originar a renda espacial.

A expansão urbana traz consigo novas possibilidades de sobrelucro, contida na ampliação do mercado consumidor, propiciando ganhos de escalas e a inserção de novas atividades. Enquanto o sobrelucro superar a renda espacial, o ciclo virtuoso de crescimento urbano se mantém. O crescimento amplia e diversifica o universo econômico; cria, recria, intensifica e expulsa atividades, revolucionando a cada momento o sobrelucro e a renda espacial, e assim intrinsecamente altera os preços relativos dos bens da economia.

Com o desenvolvimento da sociedade, o preço natural do trabalho tende sempre a crescer, pois uma das principais mercadorias [grifo nosso] que regula o seu preço natural tende a tornar-se mais cara, devido à crescente dificuldade para a sua produção (Ricardo, 1996, p. 67).

Seguramente, o custo do espaço urbano não é o elemento ao qual o autor se referiu no segmento grifado acima. Referia-se àquelas mercadorias que a sua época representava o custo majoritário no conjunto de bens necessário para a reprodução da força de trabalho: o alimento (simbolizado pelo trigo).

Pode-se, contudo, tomar de empréstimo o texto e parafrasear o autor, utilizando o custo do espaço como o elemento contemporâneo decisivo para o crescimento dos preços nas sociedades que prosperaram; e não somente o crescimento do preço da mão-de-obra, mas de qualquer bem que traga na sua composição de custo a renda espacial. Rigorosamente, todos os bens de uma economia, em alguma medida, utilizam o “insumo” espaço em seus processos produtivos. Assim, a alteração da renda espacial – decorrente do aumento da demanda de áreas urbanas – acaba por modificar os preços dos bens da economia, atingindo-os na proporção direta das suas necessidades produtivas por espaços urbanos. Os

salários nominais, por exemplo, – considerando que representem o valor necessário à reprodução da força de trabalho não-qualificada – devem acomodar os custos de transporte e habitação do trabalhador e da sua família, e os custos de outros bens que de alguma forma mantêm vínculos com a renda espacial. “A tendência ao aumento da escala nos 'serviços de circulação' e nos serviços de consumo só é possível com a aglomeração geográfica do mercado, englobando ‘produtores’ e consumidores” (Lemos, 1988, p. 347). Por isso, os preços dos serviços e os custos de circulação das mercadorias – transporte, armazenagem, administração, venda a varejo – absorvem em maior proporção as alterações dos custos espaciais.

Na atividade industrial, embora a evolução

leve a uma concentração das unidades produtoras, não necessariamente caminha na direção da aglomeração geográfica. Isto porque, no caso da indústria, o ato de produzir é distinto e separado, no espaço e no tempo, do ato de comprar e vender, o que implica que o crescimento das escalas de produção é compatível, em princípio, com a dispersão das unidades produtoras no espaço (Lemos, 1988, p. 347).

Essa é a chave final para a compreensão do mecanismo que altera de forma discriminatória os preços dos bens, em face de alterações na riqueza da sociedade (“o fluxo de metais preciosos”). Ou seja, o nível de independência, no espaço e no tempo, entre o ato de produzir e o ato de comprar e vender de um bem irá definir o quanto seu processo produtivo poderá se desvencilhar do custo espacial. Bens de maior nível de independência seriam em menor intensidade atingidos em seus preços pelo mecanismo da renda espacial, diante de um crescimento da riqueza, não obstante seriam beneficiários do crescimento das escalas. Na outra ponta, bens de baixo nível de independência, ainda que também favorecidos com o crescimento das escalas, inevitavelmente teriam seus custos produtivos elevados em decorrência do crescimento da renda espacial advinda da maior escala e da riqueza. É dessa forma que o crescimento econômico – agente da demanda por espaço e fomentador da renda espacial – interfere nos preços da economia, e o faz discriminando os bens não-comerciáveis (*non-tradables*) e os comerciáveis (*tradables*).

Os bens não-comerciáveis (serviços em sua maioria) não conseguem geralmente separar, no tempo e no espaço, seus atos de produzir dos seus atos de comprar e vender. Tornam-se, com isso, inevitavelmente dependentes dos melhores espaços. Os melhores espaços, por

sua vez, são valorizados com o crescimento econômico. Portanto, a tendência é que o crescimento econômico provoque a elevação dos seus preços.

De maneira distinta, os bens comerciáveis, por possuírem processos produtivos independentes (na forma anteriormente definida) podem beneficiar-se da maior escala oriunda do crescimento econômico, sem, contudo, relativamente sofrerem o ônus da elevação da renda espacial. São exemplos desse grupo, os bens manufaturados em sua maioria, os *commodities* agrícolas e minerais e, ainda, alguns serviços, que galgaram a “independência”, beneficiados, sobretudo, pelos avanços tecnológicos dos setores de processamentos e transmissões de informações.

Essa é, então, a explicação para o crescimento econômico provocar a elevação dos preços dos bens não-comerciáveis relativamente aos dos comerciáveis. Essa tendência é de fato verificada quando as séries temporais dos preços relativos dos países ricos e pobres são comparativamente observadas. O fenômeno ficou conhecido na literatura econômica como “o efeito Balassa-Samuelson”, por terem sido eles, Balassa (1964) e Samuelson (1964), os primeiros a registrar que o crescimento econômico de uma localidade suscita o aumento dos preços dos seus bens domésticos (*non-tradables*) relativamente aos preços dos seus bens internacionais (*tradables*). A explicação dada por eles ao fenômeno, todavia, difere da lógica subjacente ao mecanismo da renda espacial, na forma aqui vista. Julga-se, então, procedente que, a seguir, se faça uma breve incursão nessa outra versão (aliás, consagrada na literatura econômica), para que se possa criticamente comparar as duas explanações para o fenômeno.

Inicialmente, eles assumem axiomáticamente que o enriquecimento suscita nos países o aumento dos seus estoques de capital e de tecnologia, e que esses estoques são predominantemente direcionados ao setor industrial em detrimento do setor de serviço, posto que o setor industrial é intensivo em capital, e o setor de serviço, intensivo em trabalho. Conseqüentemente, o setor industrial dos países ricos é dotado de maiores estoques de capital e de tecnologia comparativamente aos países pobres. Além disso, as seguintes hipóteses são assumidas: a) o fator trabalho é remunerado de acordo com a sua produtividade marginal; b) os preços dos bens comerciáveis (bens industriais) são estabelecidos no mercado internacional e dos não-comerciáveis (serviços), no mercado local; c) nos países ricos, há uma tendência de equalização dos salários nos dois setores,

por força do poder reivindicatório do trabalhador nesses países, enquanto o mesmo não seria verificado no mercado de trabalho dos outros países. A consequência imediata é que os salários do setor industrial dos países ricos seriam maiores que os salários do mesmo setor nos outros países, já que o maior estoque de capital confere uma maior produtividade marginal do trabalho naqueles países. Em termos matemáticos, supondo que o setor industrial maximize seus lucros, a situação seria a seguinte:

$$w_{IR} = \bar{P}_I \cdot PMgL_{IR} \quad (1.3.1)$$

$$w_{IP} = \bar{P}_I \cdot PMgL_{IP} \quad (1.3.2)$$

Em que w_{IR} e w_{IP} são, respectivamente, os salários do setor industrial nos países ricos e nos países pobres; $PMgL_{IR}$ e $PMgL_{IP}$ são, respectivamente, os produtos marginais do trabalho no setor industrial nos países ricos e nos países pobres; e \bar{P}_I é preço do produto da indústria, que é estabelecido no mercado internacional.

Como $PMgL_{IR} > PMgL_{IP}$, logo $w_{IR} > w_{IP}$.

No setor de serviços do país rico, conforme a hipótese assumida, os salários seriam estabelecidos exogenamente, de acordo com os salários do setor industrial. Com isso, os preços do setor é que seriam estabelecidos no sistema, dividindo os salários pelo produto marginal do trabalho no setor, da seguinte forma:

$$P_{SR} = \frac{w_{SR} (\cong w_{IR})}{PMgL_{SR}} \quad (1.3.3)$$

Em que P_{SR} e w_{SR} são, respectivamente, o preço e o salário no setor de serviços do país rico.

Substituindo, agora, (1.3.1) em (1.3.3), tem-se:

$$P_{SR} = \frac{\bar{P}_I \cdot PMgL_{IR}}{PMgL_{SR}} \quad \text{ou}$$

$$\frac{P_{SR}}{\bar{P}_I} = \frac{PMgL_{IR}}{PMgL_{SR}} \quad (1.3.4)$$

A equação (1.3.4) sintetiza o processo de evolução dos preços relativos dos serviços nos países ricos, em função dos produtos marginais do trabalho nos dois setores. Ao longo do processo de enriquecimento, novas porções de capital e tecnologia seriam incorporadas no processo industrial, elevando o produto marginal do trabalho no setor e, conseqüentemente, engendrando novos aumentos salariais nos dois setores. Como $PMgL_{IR}$ tende a crescer mais rápido do que $PMgL_{SR}$, os preços dos serviços relativamente aos preços dos bens industriais devem se elevar com o crescimento econômico.

Nos países pobres, o mesmo não seria observado. O menor poder reivindicatório dos trabalhadores impossibilitaria a equalização dos salários dos dois setores, na forma observada nos países ricos. Além disso, os baixos estoques de capital e de tecnologia não propiciariam diferenças apreciáveis nas produtividades marginais do trabalho dos dois setores. Assim, a composição dos preços dos serviços não ocorreria na forma expressa na equação acima, mas de acordo com a produtividade marginal do trabalho no setor. Nesse caso, o preço relativo do setor de serviços seria o seguinte:

$$\frac{P_{SP}}{\bar{P}_I} = \frac{\frac{w_{SP}}{PMgL_{IP}}}{\frac{w_{IP}}{PMgL_{SP}}} \quad \text{ou} \quad \frac{P_{SP}}{\bar{P}_I} = \frac{w_{SP} PMgL_{SP}}{w_{IP} PMgL_{IP}} \quad (1.3.5)$$

Portanto, a equação (1.3.5) não possibilita inferir que haja uma tendência de alta nos preços relativos dos serviços nesses países. Mas é razoável deduzir, observando (1.3.4) e (1.3.5), que o preço dos serviços será relativamente maior na economia que apresentar o nível de desenvolvimento econômico mais elevado, ou ainda, que os preços relativos dos bens domésticos (*non-tradables*) de uma economia (fortemente influenciados pelos preços dos serviços) evoluem na razão direta do seu crescimento econômico.

A despeito da consistência interna da exposição, contudo, a tese de Balassa e Samuelson à explanação do fenômeno em questão não parece encontrar respaldo empírico no período que sucedeu a sua formulação. A revolução tecnológica no processamento e transmissão de dados, por exemplo, certamente contribuiu sobremaneira para o crescimento da

produtividade da mão-de-obra na produção de serviços, provavelmente conferindo ao setor uma taxa de crescimento superior ao do setor industrial; e ainda que isso não tenha implicado uma inversão entre os setores no *rank* das produtividades marginais do trabalho (em nível), a consequência direta e necessária do fato seria a redução do preço relativo dos serviços nos países ricos (equação 1.3.4). Ou ainda, mantida a lógica da argumentação, uma redução relativa dos preços internos dos países ricos *vis-à-vis* os preços dos países pobres deveria ter sido observada. Portanto, a menos que tais fatos tenham ocorrido (o que não se tem aqui conhecimento), a tese não parece encontrar corroboração empírica.

Na versão de Lemos, conforme visto, o fenômeno seria o resultado, sobretudo, de uma maior demanda nos países ricos por espaços escassos e imprescindíveis ao longo dos seus processos de desenvolvimento, o que é inexoravelmente contemporâneo, já que não houve (e nunca haverá, ao menos em um mundo pré-virtual) alteração na natureza do fator espaço.

Finalizada a digressão, vale concluir a seção com a transcrição do parágrafo seguinte, em que Lemos salienta a natureza estrutural na mudança dos preços de acordo com o mecanismo da renda espacial.

Em outras palavras, tanto o comportamento dos preços, quanto o fluxo líquido de metais preciosos tem por causa não um simples desequilíbrio conjuntural, mas a mudança na estrutura do comércio determinada por transformações na capacidade produtiva de cada país, que pode aumentar ou reduzir seu poder competitivo *vis-à-vis* os demais (Lemos, 1988, p. 105).

Com isso, a última lacuna teórica que ainda persistia pode agora ser preenchida. A modificação dos preços relativos, a partir do movimento de divisas, seria a consequência do aumento de demanda por um fator escasso: o espaço – indestrutível (em princípio), mas absolutamente indispensável a qualquer processo produtivo; com rendimentos decrescentes, ainda que mutantes a cada instante.

1.4 - A conformação da teoria adotada ao tempo presente

Na verdade, a tarefa de trazer para o tempo presente as impressões ricardianas a respeito do comércio exterior, reservada a esta seção, já fora, em boa medida, realizada na seção anterior, quando a teoria da renda espacial urbana de Lemos foi abordada. Contudo, um

último esforço nesse sentido ainda se faz necessário, já que a pretensão é que o resultado do estudo de fato melhor compreenda as relações envolvidas nas trocas internacionais ambientadas na realidade econômica contemporânea.

A todo o tempo em que os preços relativos (elemento central da teoria cambial) foram abordados até aqui, sempre se supôs (explicitamente ou não) que a taxa de cambio nominal era fixa. As inferências relativas às alterações nas condições de competitividade-preço (cambio real) enfrentadas pelas economias tiveram sempre origem em mudanças ocorridas estruturalmente nos preços dos bens. Todavia, no ambiente econômico concreto, os preços relativos também sofrem alterações decorrentes de mudanças na taxa de cambio nominal¹⁴. Então, a próxima questão a ser pensada é de que forma (e medida) mudanças na taxa de cambio nominal alteram o ambiente das trocas internacionais.

Antes, porém, uma outra questão precisa ser equacionada. O amoldamento da complexa realidade econômica no minimalismo do quadro teórico (da maneira que aqui se faz necessária) exige que dois aspectos, em princípio inconciliáveis entre si, sejam contemplados. Por um lado, características específicas da economia focada (a brasileira, no caso) devem ser consideradas, o que indicaria na direção da desagregação. Por outro lado, em face da natureza macroeconômica do estudo, faz-se necessário que a diversidade das transações envolvidas no comércio internacional seja simplificada na forma agregada, assumindo que um bem virtual é representativo de todo o conjunto. A solução, então, implica a adoção de algum nível de simplificação e arbitrariedade, conquanto que isso contenha em si, da melhor forma possível, a aproximação do objeto representante da realidade representada.

Nesse contexto, a primeira hipótese a ser adotada consiste na assunção da dicotomia (que aqui recorrentemente se fez referência) bem comerciável (*tradable good*) / bem não-comerciável (*non-tradable good*), ambos concebidos como bens compostos. O primeiro representa os bens de importação e exportação, que podem ser absorvidos e produzidos interna ou externamente, e que têm seus preços estabelecidos exogenamente, no âmbito do mercado internacional (por isso, também denominados bens internacionais). O segundo

¹⁴ A abordagem das elasticidades, desenvolvida por Marshall (1923) e Lerner (1933), enfoca especificamente os impactos que uma mudança nos preços relativos provoca na balança comercial, a partir de uma alteração da taxa nominal de câmbio. Neste estudo, entretanto, buscar-se-á avaliar não

representa o conjunto dos bens que somente são produzidos e consumidos internamente e têm, portanto, os seus preços definidos de forma endógena, de acordo com demandas e ofertas internas (por isso, também denominados bens domésticos).

A segunda hipótese refere-se à escolha do papel representado pelo país no cenário do comércio internacional, no que diz respeito à formação dos preços. Economias modernas e de grandes dimensões (como a brasileira) possuem em suas pautas de comércio internacional uma diversidade de produtos que diferentemente participam da composição dos seus mercados específicos. Contudo, a representação do conjunto dos bens comerciáveis em um bem virtual-único torna implícita a escolha também de um virtual-único ambiente das trocas internacionais. Diante disso, o mais razoável seria assumir que uma economia que no seu conjunto não representa muito mais do que 1% do comércio global seja tomadora de preços. Em verdade, poucas outras economias poderiam ser vistas de forma diferente em um contexto semelhante.

A terceira (e última) hipótese a ser assumida diz respeito à função de produção a se ter como referência para o bem comerciável local. De forma semelhante ao abordado no parágrafo anterior, o problema aqui também tem origem na agregação, já que cada produto apresenta singularidades próprias na sua função de produção. Em uma análise de curto prazo, todavia, é razoável imaginar que o bem virtual apresente produtividade marginal decrescente, não obstante outros artifícios devam ser pensados quando a avaliação recair em um cenário de prazo mais longo, tendo em vista o papel do progresso técnico.

Estabelecidas, então, as bases da análise, a questão seguinte a se refletir refere-se às condições de preços que os agentes econômicos se deparam. Ricardo, em diversas oportunidades, demonstrara preocupação com a necessidade de se saber se uma variação de preço de um determinado bem decorria de fato de mudanças nas suas condições de processo ou de alterações no valor do dinheiro. A solução teórica do problema na forma aqui contextualizada, felizmente, é elementar, já que apenas dois bens são considerados, consistindo em tomar o preço do bem comerciável relativamente ao preço do bem não-comerciável. Contudo, é necessário também ponderar que os preços desses bens podem diferir nas duas economias consideradas (a doméstica e o resto do mundo). Uma

somente esse efeito conjuntural sobre a balança comercial, mas também a sua natureza estrutural, na forma até aqui estudada.

representação do preço relativo dos dois bens nas duas economias foi, então, da seguinte forma elaborada:

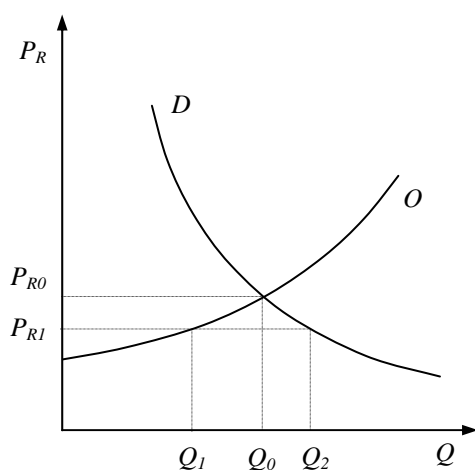
$$P_R = \frac{P_C/P_N}{P_C^*/P_N^*} \quad (1.4.1)$$

Em que P_R é o preço relativo; P_C e P_N são, respectivamente, os preços do comerciável e do não-comerciável; e o asterisco (*) representa a economia do resto do mundo.

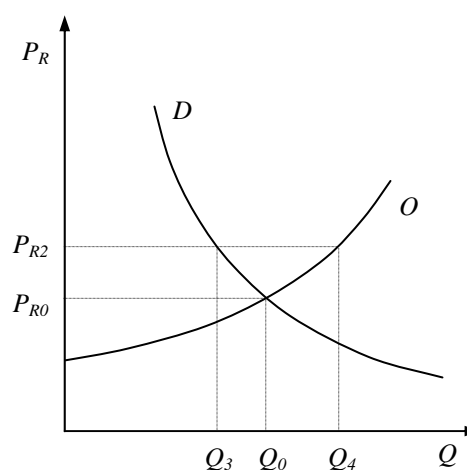
A hipótese das elasticidades-preço infinitas da demanda de exportação e da oferta de importação é implícita à hipótese da economia doméstica tomadora de preços¹⁵. Com isso, ao preço dado, o país conseguiria exportar todo o excesso de bem comerciável (parcela produzida e não absorvida). Assim como, uma demanda por bens comerciáveis superior à oferta local (hiato de recursos) seria suprida com a importação do produto.

Figura 1.4.1 – Resultados sobre o comercio internacional em três diferentes valores do preço relativo

(a) Déficit comercial



(b) Superávit comercial



Fonte: Elaboração Própria

A **Fig. 1.4.1** sintetiza a situação enfrentada pela economia doméstica em três valores distintos de preço relativo (P_R), em condições de estática comparativa. Na **Fig. 1.4.1(a)**, ao

¹⁵ Condição de país pequeno, de acordo com a abordagem das elasticidades.

preço relativo P_{R1} , a quantidade demandada Q_2 do bem comerciável é superior à quantidade ofertada Q_1 , a diferença é, então, suprida com a importação, gerando um déficit comercial na economia. Uma situação inversa está representada na **Fig. 1.4.1(b)**; neste caso, há um excesso de oferta ($Q_4 - Q_3$) do bem comerciável ao preço relativo P_{R2} , que é absorvido pela economia do resto do mundo, implicando um superávit comercial. Nos dois gráficos, o preço relativo em P_{R0} representa uma situação de equilíbrio comercial. Essas são, contudo, posições de estática comparativa. Na prática, a passagem de P_{R1} para P_{R2} , ou *vice-versa*, não se dá sem algum sobressalto na economia, especialmente se essa ocorrer em um curto intervalo de tempo e em significativa magnitude.

Também é possível incluir a taxa de cambio nominal na análise. Para isso, no entanto, é necessário assumir mais uma hipótese: a de que a arbitragem internacional assevera a validade da lei do preço único para o bem comerciável. Nesse caso, o preço do bem comerciável na economia doméstica, expresso na moeda local, seria o produto da taxa de câmbio nominal E pelo preço do bem no mercado internacional em moeda externa P_C^* , ou seja:

$$P_C = EP_C^* \quad (1.4.2)$$

Substituindo, então, (1.4.2) em (1.4.1), tem-se:

$$P_R = \frac{EP_C^*/P_N}{P_C^*/P_N^*} \quad \text{ou} \quad P_R = e = \frac{EP_N^*}{P_N}$$

Em que e é a taxa de cambio real efetiva; e E é a taxa de câmbio nominal efetiva.

Dessa forma, mudanças na taxa de câmbio nominal alterariam P_R e, com isso, o resultado comercial. Uma desvalorização cambial (elevação de E), por exemplo, aumenta a competitividade-preço dos produtos nacionais e encarece os bens importados no mercado local. Além disso, há um incentivo a uma maior produção do bem comerciável ao mesmo tempo em que sua demanda interna deve cair. Tudo isso tende a provocar um aumento do saldo da balança comercial ou a diminuir o seu déficit, conforme o caso.

Nesse sentido, os efeitos da desvalorização cambial se parecem àqueles vivenciados por Portugal no período que sucedeu o seu déficit comercial, no exemplo ricardiano. A desvalorização seria a versão conjuntural para a mudança de preço relativo inferida por Ricardo. Na forma ricardiana, a perda de divisas fez cair os preços internos de Portugal, aumentando a competitividade internacional dos seus produtos. Com a desvalorização, ainda que não haja uma redução nominal dos preços, a competitividade decorre do aumento interno dos preços dos comerciáveis *vis-à-vis* os não-comerciáveis. Todavia, na desvalorização nominal, a mudança dos preços relativos poderia ser o resultado de uma ação exógena (uma decisão de política econômica), enquanto na versão ricardiana a mudança necessariamente seria o resultado de um conjunto de forças econômicas, constituindo a parcela estrutural dos preços relativos. É como se a desvalorização cambial artificialmente acelerasse os efeitos do empobrecimento português, no que diz respeito aos preços. De forma análoga, uma atmosfera pós-valorização cambial se assemelharia à Inglaterra no momento em que os preços relativos foram alterados em decorrência da absorção de divisas, reduzindo a competitividade internacional dos seus produtos.

Nesse contexto, o P_R observado seria o resultado da combinação desses dois vetores, que não necessariamente apontariam para o mesmo sentido, ainda que mutuamente se afetassem, na medida em que esses vetores não só definem P_R , mas são também, em um momento seguinte, atingidos por esse, via resultado comercial. Há, com isso, espaço para uma política cambial ativa. O efeito de valorização cambial estrutural, na forma enfrentada pela Inglaterra pós-superávit, poderia ser de certa forma compensada por uma política cambial conjuntural de sentido oposto, prolongando a competitividade externa advinda do ganho de produtividade¹⁶. Obviamente, atuações políticas mais complexas que alterem a estrutura econômica do país podem também ser pensadas. Ações positivas nas áreas de educação e saúde seguramente crescem, de forma sustentada, a produtividade da economia, permitindo que ciclos virtuosos se repitam.

Outras situações concretas, envolvendo o comércio externo, podem ser analisadas a partir do arcabouço ricardiano, contudo, acredita-se que neste ponto a empreitada teórica inicialmente proposta pode finalmente chegar ao seu término, restando por submeter estas

¹⁶ Um exemplo concreto desse tipo de política pode ser observado na China atual. Apesar dos extraordinários superávits cambiais, as autoridades econômicas desse país mantêm a competitividade-preço internacional dos seus produtos não permitindo a valorização da moeda nacional (*yuan*).

impressões à comprovação empírica, o que ocorre na seqüência, antes, porém algumas considerações finais são ainda tecidas.

1.5 – Considerações finais sobre o capítulo

Buscou-se ao longo deste capítulo discutir as idéias de David Ricardo sobre o comércio exterior que vão além do conceito das vantagens relativas, evitando sempre posicionamentos sectários ou reverenciais. Também não se pretendeu assumir a difícil tarefa de um pesquisador histórico que ao se deparar com registros que julgue mal interpretados se sinta, por dever de ofício, impelido a tentar revisá-los. O que importou foi colher nos “Princípios” as questões fundamentais, que ainda hoje possam estar a composição de um ideário capaz de comportar as relações de causalidades entre as variáveis envolvidas no comércio exterior, sem que para isso fosse necessário avocar hipóteses pouco verossímeis, mas indispensáveis à lógica teórica de outras abordagens sobre o mesmo tema. Rigorosamente, por exemplo, não é imperativo, aqui, saber se o autor clássico era, na questão dos preços relativos, o “estruturalista”, que ao final se adotou, ou o “quantitativista” negado. Nesse sentido, é provável que o pouco rigor da exposição ricardiana tenha conferido uma maior versatilidade ao seu arcabouço teórico.

Com base no que foi visto, por exemplo, é possível construir uma estrutura funcional a partir do arcabouço ricardiano para sustentar teoricamente uma avaliação empírica sobre o comércio internacional na forma que segue.

Nesse contexto, quatro variáveis podem ser inicialmente definidas:

- a) saldo da balança comercial de bens e serviços (não-fatores), agregação que aqui é denominada de saldo da balança comercial ampliada;
- b) preços relativos, tomados como a relação entre os preços dos bens comerciáveis e não-comerciáveis das duas economias envolvidas, doméstica e estrangeira (resto do mundo);
- c) crescimento econômico interno, fortemente influenciado pela produção de sobrelucro e pelo movimento de capital em busca desse; e
- d) crescimento econômico externo, variável exógena.

Em síntese, as três primeiras variáveis se inter-relacionariam na forma de causalidades recíprocas e sofreriam o efeito da última variável, a ser tomada como exógena. Contudo, as equações estruturais representativas dessas relações, assim como a composição das variáveis, são tarefas dos próximos capítulos.

CAPÍTULO 2 – Revisão da literatura empírica e a análise univariada das séries

2.1 Introdução

Este capítulo está subdividido em duas partes e tem a função de subsidiar os capítulos seguintes nos quais os modelos explicativos do *SBCA* são estimados por intermédio de duas metodologias diferentes. Na primeira parte é feita uma revisão da literatura empírica que aborda a balança comercial brasileira. O problema da estacionariedade das séries, questão basilar à escolha da metodologia e dos modelos econométricos, é tratado na segunda subseção.

2.2 Revisão da literatura empírica

Em um trabalho pioneiro, Lemgruber (1976) apresenta uma análise quantitativa das principais contas do balanço de pagamentos brasileiro. A balança comercial foi estimada na forma agregada (*quantum* e valor) e desagregada por classe de bens, utilizando dados anuais na forma logarítmica. Utilizou-se o método dos MQO, que teve como variáveis dependentes os níveis interno e externo de atividade econômica e uma medida de preços relativos. O baixo número de observações utilizadas (apenas 9) impossibilita a inferência sobre os resultados obtidos, não obstante os sinais esperados para as relações tenham sido confirmados.

Ferreira (1993) realizou testes de co-integração e um modelo de correção de erros (MCE) para a balança comercial brasileira, cobrindo o período de 1977.1 a 1989.4, com séries trimestrais com ajustamento sazonal. Os resultados encontrados sugeriram que a “taxa de câmbio real e a pressão relativa da demanda, dada pela evolução da renda doméstica *vis-à-vis* a renda mundial” explicam, no longo prazo, os saldos comerciais. Além disso, Ferreira encontrou evidências de raiz unitária nas séries utilizadas no estudo, o que explicou a opção pelo MCE, objetivando observar a dinâmica de longo prazo da balança comercial.

Em um outro artigo, Holland (1998) avaliou a hipótese de paridade de poder de compra (PPC) no Brasil ou, de outra forma, se a taxa de câmbio real segue um comportamento reversível na média, tal que choques exógenos de afastamento da taxa de câmbio de uma

trajetória de longo prazo sejam de natureza transitória. Confirmou a suposição prévia de que a hipótese da PPC é mais facilmente aceita quando os preços nacionais são medidos por índices no atacado ou outros índices que dão mais peso para os bens *tradables*. Por fim, conclui que a taxa de câmbio real se alterou com bastante frequência no período analisado, rejeitando a hipótese da paridade.

Canuto *et al.* (1998) apresentaram os resultados de uma pesquisa empírica das relações entre taxas reais de câmbio, elasticidades-renda de importações e exportações, crescimento relativo ao resto do mundo e saldo comercial na economia brasileira (variável a ser explicada) no período 1981-95. Com a intenção de obter um modelo que captasse as interações tanto para o curto prazo quanto para o longo prazo, especificou-se um modelo básico do tipo ECM – *Error Correction Mechanism*. O modelo utilizou dados trimestrais com ajuste sazonal, quando aplicável, e as séries foram divididas em dois períodos. Para o período 1981.1 a 1989.4, a variável mais significativa pelo desempenho do saldo comercial brasileiro foi a taxa de câmbio, sugerindo que o efeito-preço foi mais relevante para o ajuste comercial do balanço de pagamentos nessa fase. Para o período 1990.1 a 1995.4, o efeito-renda mostrou-se mais relevante do que o efeito-preço para o ajustamento externo. Os sinais dos coeficientes, para os dois períodos confirmaram as hipóteses inicialmente levantadas: desvalorizações reais na taxa de câmbio e a razão entre elasticidade-renda de demanda por exportações e elasticidade-renda de demanda por importações afetam positivamente o saldo comercial, enquanto a razão entre as taxas de crescimento do PIB doméstico e do PIB do resto do mundo o afeta negativamente.

Almonacid e Scrimini (1999) calcularam o ajuste cambial necessário para trazer o déficit em transações correntes do valor de 4,5% do PIB (esperado para 1998) para 2 a 2,5% do PIB, um número que naquele momento lhes pareciam financiável. O artigo identifica duas variáveis principais na determinação do saldo da balança comercial: o nível de preços no Brasil em relação ao resto do mundo (os preços relativos que são fortemente afetados pela taxa de câmbio) e o nível doméstico de atividade econômica. Os serviços não-fatores (turismo, seguros e fretes e etc.), que também sofrem forte influência das variáveis acima, foram incorporados ao saldo da balança comercial, que passou a ser denominada de saldo da balança comercial modificada (SBCM)¹. Os autores, então, estimaram a importância de

¹ Aqui, saldo da balança comercial ampliada – SBCA.

cada uma dessas variáveis na determinação do saldo comercial. A equação estimada usou dados anuais para o período entre 1970 e 1998.

Para o indicador de preços foram utilizadas quatro *proxies* alternativamente: a) a relação entre os preços dos bens comercializáveis (*tradable goods*) aproximados pelo IPA (Índice de Preços no Atacado) e não-comercializáveis (*non-tradables goods*) aproximados pelo IPC (Índice de Preços ao Consumidor), relativos aos seus preços correspondentes para os Estados Unidos da América, variável identificada como G_P ; e b) pela paridade do poder de compra da moeda brasileira em relação ao dólar norte-americano (PPP), calculada em três versões, utilizando (i) preços de atacado para ambos os países (PPP_A), (ii) preços ao consumidor para o Brasil e de atacado para os EUA (PPP_B) e (iii) preço ao consumidor para ambos os países (PPP_C). (p. 124).

Os resultados das regressões confirmaram os sinais esperados para os coeficientes e apresentaram parâmetros estatisticamente significativos. Para ambas as versões da renda as melhores regressões foram as que utilizaram a variável G_P como indicador de preços, seguidas das que utilizaram a PPP_C . Para a renda, os melhores resultados foram obtidos quando z_R foi utilizado. Nos quatro casos, o \bar{R}^2 foi superior a 70%. Almonacid e Scrimini, entretanto, não apresentaram os testes econométricos de violação dos pressupostos básicos sobre os quais se fundamenta a avaliação das estimativas obtidas, o que não permite assegurar a consistência dos resultados da regressão.

Marçal, Monteiro e Nishijima (2005) buscaram verificar em que medida o saldo comercial brasileiro responde a alterações no período que abrange os anos de 1980 a 2004 e, ainda, em que medida essa relação permanece inalterada ao longo do período estudado. Para tanto, eles utilizaram a metodologia econométrica proposta por Johansen nos seus trabalhos clássicos (análise de co-integração multivariada). Para avaliar a fluxo de comércio do país foi definida a razão exportação/importação, em seus valores em dólar. As variáveis explicativas estabelecidas foram as rendas interna e externa e a taxa de câmbio real. Para a medida de renda interna se utilizou como *proxy* a série do PIB brasileiro publicado pelo IBGE. O PIB dos Estados Unidos foi empregado como *proxy* da renda externa. A taxa de câmbio real foi construída multiplicando a taxa de câmbio nominal pelo índice de preços do atacado dos principais parceiros comerciais brasileiros ponderados pela participação de cada um deles no total do comércio brasileiro. E em seguida, esse resultado

foi deflacionado pelo índice de preços ao consumidor amplo, calculado pelo IBGE. Por fim, as regressões foram realizadas a partir dos logaritmos das séries. Os autores concluíram que há evidências que a relação estudada continua a existir e que esta é estável ao longo do período estudado.

2.3 A análise univariada das séries

Uma série de tempo pode ser definida como uma seqüência de realizações observadas e ordenadas em intervalos regulares de tempo (hora, dia, mês, trimestre, ano etc). A proposta de se analisar a série de tempo é estudar a dinâmica ou a estrutura temporal dos dados. Quando essa análise é feita em uma única seqüência de dados é chamada de análise univariada, enquanto que a análise feita a partir de um conjunto de séries de tempo, observadas em um mesmo período, é chamada de análise multivariada (Maddala, 1992, p.525-6).

A partir dos anos 70, com o início da chamada era Box-Jenkins, o estudo do comportamento das séries de tempo ganhou um novo vigor e passou a representar parcela crescente do conjunto dos trabalhos econométricos, suscitando vigoroso debate. Um dos principais interesses é saber se uma série – ou o resultado de séries combinadas – pode representar uma realização de um processo estocástico. Pois quando séries não-estacionárias são regredidas, com a utilização de técnicas convencionais de estimação (como os MQO, por exemplo), apresentam estatísticas de avaliação (t , F , R^2 etc) não confiáveis e podem representar resultados espúrios².

Uma série de tempo é dita estacionária³ ou de covariância estacionária se apresenta média (μ) e autocovariâncias (λ_{jt}) independentes do tempo t (Hamilton, 1994). Assim, a série de tempo Y_t é estacionária se

² Uma regressão espúria tem um R^2 elevado e t -estatísticos significativos, mas os resultados não têm qualquer significado econômico (Enders, 1995, p.216). Nesse caso, normalmente o R^2 observado decorre de uma tendência comum às variáveis e não de uma relação verdadeira entre elas. “Um $R^2 > d$ [estatística Durbin-Watson] é uma boa regra prática para suspeitar que a regressão estimada sofre de regressão espúria” (Granger e Newbold, 1974, citado por Gujarati, 2000, p. 730).

³ O conceito de estacionariedade utilizado aqui é o de estacionariedade fraca. Para definições de conceitos congêneres, tais como estacionariedade estrita e ergodicidade, consultar, entre outros, Hamilton (1994, p. 46-7), Maddala (1992, p.527-30), Rao (1994, p. 49-56).

$$E(Y_t) = \mu \quad \text{para todo } t$$

$$E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = \lambda_j \quad \text{para todo } t \text{ e qualquer } j$$

em que as autocovariâncias (λ_j) entre as observações (Y_t, Y_{t-j}) da série é uma função apenas da distância no tempo (j) entre essas observações e não do tempo (t) em particular.

É comum que as séries de tempo apresentem uma tendência na sua evolução. Assim, o valor da média mudaria com o tempo, e, a rigor, a série seria não-estacionária. Contudo, se tal tendência for perfeitamente previsível – ou seja, se a série representa um processo estacionário na tendência (PET) –, podem-se obter resultados consistentes com a inclusão de uma tendência temporal na regressão em que a série é utilizada ou se for expurgado dessa o componente determinístico. Com isso, a tendência comum estará refletida na variável temporal, e a significância da variável explicativa refletirá o verdadeiro grau de associação entre essa e a variável a ser explicada.

De outro modo, se a tendência apresenta um caminho imprevisível e não-uniforme (aleatório) ao longo do tempo, diz-se que a série possui uma tendência estocástica – representa um processo estacionário na diferença (PED) –, e a inclusão da tendência determinística pode amenizar o problema, mas não o resolve⁴.

Para ilustrar a aplicação das condições de estacionariedade, considera-se o processo definido por

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad (2.1)$$

em que o vetor e_t é um ruído-branco, isto é, uma seqüência de distúrbios aleatórios, independentes e identicamente distribuídos (*iid*), com valor esperado zero e variância σ^2 – $e_t \sim iid(0, \sigma^2)$. O processo em (2.1) é, então, estacionário quando α é menor do que a unidade em valor absoluto, isto é $|\alpha| < 1$ (Rao, 1994, p. 50)⁵.

⁴ Uma breve e didática explanação das conseqüências de se modelar um PED como PET (tendência espúria) pode ser encontrada em Maddala (1992, p. 260-2).

⁵ A demonstração da relação pode ser encontrada nessa mesma referência.

Uma alternativa usual na avaliação da estacionariedade de uma série é a aplicação do teste de raiz unitária⁶. O teste consiste em regressir a equação (2.1) para verificar se α é estatisticamente igual a 1, o que indicaria a existência de ao menos uma raiz unitária, e que a série é não-estacionária. Nesse caso, a estacionariedade pode ser obtida por meio de uma ou mais diferenciações ($\varepsilon_{td} = \Delta^d Y_t = \Delta^{d-1} Y_t - \Delta^{d-1} Y_{t-1}$) até que o resultado da última diferenciação seja estacionário. Em geral, se uma série temporal tiver que ser diferenciada d vezes para que se obtenham resíduos estacionários, ela é dita integrada de ordem d , denotada por $I(d)$, e possui d raízes unitárias. Uma série estacionária, portanto, é integrada de ordem zero e denotada por $I(0)$. De outra forma, se estatisticamente $|\alpha| < 1$, rejeita-se a hipótese da presença de raiz unitária, o que sugere a estacionariedade da série.

Uma vez realizada a análise univariada, as regressões envolvendo séries não-estacionárias podem ser feitas utilizando as séries em primeira ou mais diferenças. Contudo, esse procedimento pode suscitar a perda de informações de longo prazo (Maddala, 1992, p.262). Trata-se de um problema de má especificação do modelo, uma vez que a teoria econômica, freqüentemente, postula relações com base nos valores originais das séries econômicas e não nos seus valores transformados pela diferenciação. Assim, o problema estatístico pode ser resolvido, obtendo estimadores consistentes, mas valiosas informações podem ser perdidas com a especificação inadequada.

A teoria da co-integração, apresentada em Granger (1981) e elaborada em Engle e Granger (1987), procurou desenvolver a questão encontrando uma relação de integração entre a dinâmica de curto prazo e o equilíbrio de longo prazo (Maddala, 1992, p. 588). A idéia é que se duas ou mais séries, a despeito de serem individualmente não-estacionárias, movem-se juntas e de forma sincronizada, é possível encontrar uma relação entre elas se todas, individual e incondicionalmente, têm a mesma ordem de integração. Nesse caso, diz-se que elas são co-integradas.

Não obstante a importância empírica de descrever o processo de geração dos dados de uma série de tempo, notadamente para que se minimize o risco de se produzir resultados

⁶ A equação (3) pode ser escrita como $Y_t - \alpha Y_{t-1} = e_t$. Usando agora o operador de defasagem L de modo que $LY_t = Y_{t-1}$, $L^2 Y_t = Y_{t-2}$, e assim por diante, pode-se escrever (3) como $(1 - L)Y_t = e_t$. O termo raiz unitária se refere à raiz do polinômio no operador de defasagem (Gujarati, 2000, p. 724).

espúrios, tem-se também recorrido ao processo de identificação da ordem de integração em estudos macroeconômicos como meio de corroboração de argumentos teóricos.

De acordo com a teoria dos ciclos de negócio, por exemplo, as flutuações do produto e emprego decorreriam de inovações tecnológicas e da chamada substituição intertemporal do trabalho. Assim, as flutuações econômicas seriam curtas e estacionárias em torno de uma taxa natural de crescimento, correspondendo, em séries temporais, a um PET. Por outro lado, os novos-keynesianos, amparados na hipótese das imperfeições de mercado, defendem que os choques de demanda produzem alterações permanentes na série, o que equivaleria a um PED (Valentine *et al*, 2003, p. 4).

Outro exemplo é o da teoria da paridade do poder de compra (PPC). Baseada na lei do preço único, a PPC, em sua versão relativa, assegura que variações nominais da taxa de câmbio não afetam os PR da economia. Uma desvalorização cambial, nesse caso, suscitaria um aumento dos preços domésticos, anulando, em um momento seguinte, as vantagens competitivas decorrentes da redução relativa dos preços internos. Com isso, em um regime de câmbio fixo, os preços domésticos tenderiam a acompanhar os preços internacionais, quando referenciados em uma mesma moeda. Em um regime de câmbio flutuante, a taxa de câmbio nominal se ajustaria de forma a compensar diferenças nas variações dos preços internos e externos. De qualquer forma, a teoria deixa implícito que a taxa de câmbio real não seria afetada de forma permanente por uma alteração conjuntural da taxa de câmbio nominal. Disso segue que, em última instância, uma política cambial ativa é, ao menos no médio e longo prazo, ineficaz – no sentido de não propiciar uma melhora sustentável do saldo comercial – e não recomendável, por fomentar o crescimento da inflação.

Para se verificar empiricamente a validade da PPC, então, a prática comum tem sido a de examinar a estacionariedade de uma *proxy* representativa da taxa de câmbio real, recorrendo aos testes de raiz unitária, ou ainda a de verificar se as séries da taxa de câmbio nominal e dos índices de preços internos e externos são co-integradas. A ausência de raiz unitária (ou a aceitação de co-integração) constituiria evidência em favor da PPC, caso contrário, indicaria a rejeição. Contudo, a avaliação de que uma série do câmbio real descreve um PET não deve ser entendida como a validação da teoria, pois de fato essa série não apresenta média constante e independente do tempo, ainda que tenha um

comportamento estatisticamente previsível⁷. Se, por exemplo, a série mostra-se estacionária até o momento t_I e a partir de então sofre mudança estrutural (de nível ou de crescimento) em torno de uma tendência determinística, a hipótese da presença de raiz unitária pode ser rejeitada utilizando testes apropriados, e por essa via se aceitar a PPC. Entretanto a mudança em t_I poderia ser o reflexo da ação direta de uma política cambial ativa e eficaz, o que iria de encontro à teoria da PPC.

Por tudo isso, a estimação das relações econômicas, que envolvem séries de tempo, não pode prescindir da análise prévia e cauta do comportamento individual de cada série. O que poderá determinar, inclusive, o método de estimação apropriado. Dessa forma, a próxima subseção será dedicada à revisão da literatura referente aos testes de raiz unitária.

2.3.1 Testes elementares de raiz unitária

Diversos artigos têm apresentado procedimentos de testes que se destinam a avaliar a presença de raiz unitária em uma série de tempo. Entre esses, o teste Dickey-Fuller ampliado é, sem dúvida, a opção mais freqüentemente utilizada, sobretudo como uma primeira inferência. Para Rao (1994, p. 6), uma alternativa mais poderosa, entretanto, é o teste não-parametrizado Phillips-Perron. O teste de Kwiatkowski *et al* (KPSS, 1992) se constitui em uma versão alternativa por inverter o teste de hipótese. No caso, a hipótese H_0 é a da estacionariedade da série contra a hipótese alternativa da não-estacionariedade. Na seqüência, esses testes são abordados.

2.3.1.1 Os Testes Dickey-Fuller e Dickey-Fuler ampliado (DFA)

O teste Dickey-Fuller (DF) considera o processo auto-regressivo em (2.1), em que e_t é uma seqüência *iid* de variáveis aleatórias. O procedimento consiste em testar a hipótese $H_0: \alpha = 1$ contra a hipótese alternativa $H_A: \alpha < 1$. Sob H_0 , Y_t é não estacionária, sendo um caminho aleatório sem intercepto. Sob H_A , Y_t é um processo estacionário, AR(0). A equação (2.1) pode ser reparametrizada subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados da equação para

⁷ A associação entre PPC e PET com mudança estrutural tem sido largamente utilizada na literatura de séries de tempo. A hipótese H_0 (raiz unitária) foi rejeitada em favor de uma única quebra na tendência para a taxa de câmbio real em Edison e Fisher (1991), Perron e Vgelsang (1992) e Culver e Papell (1995). Papell (1998) encontrou evidências de múltiplas quebras para diversas taxas européias de câmbio real.

obter a equação alternativa (2.2), que é a forma mais frequentemente adotada na aplicação do teste.

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \beta Y_{t-1} + e_t \quad (2.2)$$

em que $\beta = \alpha - 1$.

Desse modo, a nova hipótese a ser testada é $H_0: \beta = 0$ contra $H_A: \beta < 0$.

A equação (2.2) pode ainda ser apresentada contemplando a possibilidade de a regressão apresentar um intercepto ou um intercepto (δ) e uma tendência (T). Nesses casos, três modelos são alternativamente avaliados:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + e_t \quad (2.3)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + e_t \quad (2.4)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma T + \beta Y_{t-1} + e_t \quad (2.5)$$

Assim, para a realização do teste, as três formas acima devem ser consideradas, avaliando as significâncias do intercepto e da tendência.

Todavia, as estatísticas t geradas com a estimação desses modelos não se comportam segundo uma distribuição t padrão. Para contornar o problema, Dickey e Fuller (1979), recorrendo a simulações Monte Carlo, tabularam uma distribuição de valores críticos denominada distribuição τ (tau)⁸, de modo que se o valor absoluto da estatística τ exceder os valores críticos absolutos tabelados, rejeita-se a hipótese nula (H_0), sugerindo que a série é estacionária ou, dito de outra forma, a série é integrada de ordem zero, $I(0)$. Caso contrário, não é possível rejeitar a hipótese H_0 , indicando que a série possui ao menos uma raiz unitária, ou ainda, tem ordem de integração maior ou igual a um.

O teste realizado a partir das equações (2.3), (2.4) e (2.5) é conhecido como Dickey-Fuller simplificado. Uma deficiência dessa versão original é que a possibilidade de autocorrelação dos resíduos (μ_t) não é considerada na estatística do teste (Charemza e Deadman, 1999, p. 104). Assim, se μ_t é autocorrelacionado (não é um ruído-branco) as

⁸ Mais tarde os valores críticos foram revisados por MacKinnon (1996).

estimativas das equações (2.3), (2.4) e (2.5) pelo método dos mínimos quadrados ordinários não são eficientes, o que pode levar a se concluir equivocadamente a respeito de H_0 .

Uma solução simples, contudo, é apresentada por Dickey e Fuller (1981), consistindo em incorporar termos defasados (ΔY_{t-i}) ao modelo, até que o termo de resíduos se torne ruído-branco. Essa nova versão é conhecida como teste Dickey-Fuller ampliado (DFA). A estatística do teste tem a mesma distribuição assintótica que a estatística do DF original, o que permite utilizar os mesmos valores críticos. O modelo completo (incluindo intercepto e tendência), correspondente à equação (2.5), tem a seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma T + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (2.6)$$

Resta definir o número de termos defasados da primeira diferença (k) a ser considerado na equação (2.6). Charemza e Deadman (1999, p. 104), adotando o procedimento “do geral para o específico”, sugerem que se inicie com um valor razoavelmente elevado para k (k máximo) e, então, sistematicamente, se reduza o número de termos, testando a cada redução a significância (usualmente a 10%) do último termo⁹.

Já que normalmente não se conhece o processo real de geração dos dados, outra questão que suscita dúvidas é a da escolha dos regressores determinísticos na realização do teste (qual modelo adotar: (2.3), (2.4) ou (2.5)). O importante aqui é usar a regressão que melhor represente o real processo de geração dos dados. Se inapropriadamente a tendência e interceptos forem omitidos, por exemplo, o poder do teste pode cair a zero (Enders, 1995, p. 255)¹⁰. Por outro lado, regressores determinísticos extras podem levar a falha na rejeição da hipótese nula já que o acréscimo de variáveis determinísticas torna os valores críticos a serem comparados mais rigorosos.

Enders (1995, p. 256-8) apresenta uma regra prática de teste de raiz unitária quando o processo de geração de dados é desconhecido, baseando-se em sugestões de Doldado,

⁹ O pacote computacional E-Views oferece 6 outras opções de escolha do número de termos defasados (k): Akaike info criterion (AIC), Schwarz criterion (SC), Hannan-Quinn criterion (HQ), Modified AIC (MAIC), Modified SIC (MSIC) e Modified Hannan-Quinn (MHQ).

¹⁰ Campbell e Perron (1991) reportaram resultados espúrios decorrentes de escolhas inapropriadas de regressores.

Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990). Grosso modo, o procedimento consiste em iniciar o teste com o menos restritivos dos modelos disponíveis (incluindo uma tendência e um intercepto) e testar $H_0: \beta = 0$ contra $H_A: \beta < 0$. Como o teste de raiz unitária tem baixo poder para rejeitar a hipótese nula, se H_0 é rejeitada, não há necessidade de prosseguir, e conclui-se que a seqüência (Y_t) não tem raiz unitária. Do contrário (se a hipótese nula não é rejeitada), testa-se a significância do termo de tendência¹¹. Se a tendência é significativa, avalia-se novamente $H_0: \beta = 0$ contra $H_A: \beta < 0$, só que desta vez utiliza-se a distribuição t padrão para aceitar ou rejeitar H_0 . Caso a tendência não se mostre significativa, é feita uma nova regressão mais restritiva (com intercepto e sem a tendência), e seus resultados são analisados de forma análoga à anterior. Por fim, se os resultados da segunda regressão não são conclusivos, realiza-se uma terceira e última regressão, com tendência e intercepto ausentes, e seguem-se as avaliações já descritas.

2.3.1.2 O Teste Phillips-Perron (PP)

Phillips e Perron (1988) propuseram um teste alternativo de raiz unitária, que consiste em efetuar ajustes não paramétricos nas estatísticas obtidas com o teste DF de forma a controlar a correlação serial (Matos, 2000, p. 243). O teste é baseado na estatística seguinte:

$$Z_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{1/2}s}$$

em que $\hat{\alpha}$ é o coeficiente estimado associado a Y_{t-1} ; t_α e $se(\hat{\alpha})$ são, respectivamente, a estatística t usual e o coeficiente do erro-padrão; s é o erro-padrão do teste de regressão; γ_0 é um estimador consistente da variância do erro (calculado como $(T - k)s^2/T$, em que k é o número de regressores); e f_0 é um estimador do resíduo espectral com freqüência zero. Ressalte-se que os valores críticos para a estatística Z_α são os mesmos do teste DF.

¹¹ Table 4.1 (Enders, 1995, p. 223).

2.3.1.3 O Teste KPSS

Kwiatkowski *et al* (KPSS, 1992) apresentaram um outro teste de raiz unitária, que se diferencia dos anteriores ao assumir como hipótese nula (H_0) a estacionariedade da série. Dessa forma, a rejeição de H_0 é que sugere a existência de raiz unitária.

A estatística KPSS é baseada nos resíduos da regressão (pelos mínimos quadrados ordinários) de y_t sobre as variáveis exógenas x_t :

$$y_t = x_t' \delta + u_t$$

e é definida como:

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0)$$

em que f_0 é o estimador do espectro residual de frequência zero, $S(t)$ é uma função residual acumulativa:

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$$

baseado nos resíduos $\hat{u}_t = y_t - x_t' \hat{\delta}(0)$.

Os valores críticos para o teste LM são baseados em resultados assintóticos e estão apresentados em KPSS (p. 166).

2.3.2 Testes especiais de raiz unitária

A publicação do artigo seminal de Nelson e Plosser (1982) – no qual a maior parte das variáveis macroeconômicas estudadas descrevia um passeio aleatório¹² – provocou uma seqüência de novos estudos e intensificou o debate sobre a metodologia de estimação dos testes de raiz unitária. Em um primeiro momento, os trabalhos procedentes apresentaram

¹² Em 13 das 14 séries anuais analisadas foram encontradas evidências em favor da hipótese nula de uma raiz unitária.

resultados que corroboravam os achados de Nelson e Posser¹³. Mais tarde, novos estudos questionaram a metodologia utilizada no teste do artigo. Argumentava-se que o teste DFA, empregado na forma padrão, pode gerar viés nas suas estatísticas na presença de sazonalidade estocástica ou de mudanças estruturais na série e, assim, conduzir o pesquisador a conclusões incorretas. A primeira fonte de problema pode ser de alguma forma atenuada com dessazonalização das séries ou com a inclusão de *dummies* sazonais nas regressões¹⁴. A segunda, no entanto, requer atenção especial, dado que a análise gráfica preliminar das séries dos *PR* sugere mudanças estruturais (ver Figura A.1).

Perron (1989, 1990) e Perron e Vogelsang (1992) demonstraram que testes usuais DF e DFA podem ter baixo poder de análise quando o verdadeiro processo de geração dos dados é estacionário em torno de uma tendência linear, mas possui uma quebra estrutural¹⁵. Além disso, a probabilidade de não rejeição de H_0 , nessa situação, estaria diretamente relacionada com a magnitude da mudança. Nesse contexto, Perron (1989), assumindo a existência de um único ponto de quebra conhecido, propôs modificações na equação do teste DFA padrão e tabulou novos valores críticos. Zigot e Andrew (1992) e Perron (1997) estenderam a metodologia original para pontos de quebra desconhecidos, cujo procedimento de correção afeta a distribuição das estatísticas dos testes de raiz unitária. Franses e Haldrup (1994) sugeriram testes envolvendo múltiplos *outliers* aditivos. Lumsdaine e Papell (1997) e Lee e Strazicich (2002) apresentaram testes com duas quebras endógenas¹⁶. Recentemente, novos testes foram propostos permitindo avaliar mudanças estruturais com restrição (Pepell e Rodan, 2003), utilizando variáveis instrumentais (Im e Lee, 2004), ou ainda, contemplando a possibilidade de a série apresentar mais do que duas quebras estruturais (Qu e Perron, 2004).

¹³ Entre outros, Stulz e Wasserfallen (1985) e Wasserfallen (1986), citados por Perron (1989), aplicaram metodologia similar em outras séries econômicas e confirmaram a existência de raiz unitária.

¹⁴ Para uma primeira incursão no assunto, todavia, (presença de sazonalidade estocástica), ver Harvey e Scott (1994). Alguns testes podem ser encontrados em Dickey, Hasza e Fuller (1984), Osborn *et al* (1988), Hylleberg, Granger e Yoo (1990), Franses (1991a e 1991b), Beaulieu e Miron (1993) e Franses e Vogelsang (1998). Para uma aplicação dos testes em séries brasileiras, ver Aguirre (2002).

¹⁵ Perron (1989) rejeitou a hipótese nula em 10 das 13 séries que Nelson e Plosser (1982) encontraram evidências de uma raiz unitária.

¹⁶ Nos testes de raiz unitária com quebra estrutural exógena, o momento ou período de mudança na tendência é escolhido por meio da análise gráfica e/ou com o conhecimento de fatos econômicos que se atribua mudanças na função tendência. Nos testes em que a mudança estrutural é determinada endogenamente, a escolha do ponto de quebra é feita a partir de regras estatísticas objetivas.

2.3.2.1 Testes de raiz unitária com quebra estrutural com datas exogenamente determinadas

Perron (1989) apresentou um estudo pioneiro, em que o teste de raiz unitária avaliou a possibilidade de a série apresentar mudança estrutural. A hipótese nula adotada assume que a série de tempo $\{y_t\}_0^t$ (uma amostra de tamanho $t+1$) é a realização de um processo caracterizado pela presença de uma raiz unitária e possivelmente um intercepto diferente de zero. Em seguida, a abordagem foi generalizada para permitir uma mudança estrutural ocorrendo no tempo T_B ($1 < T_B < t$). Sob essa hipótese, três diferentes modelos são considerados: o primeiro permite uma mudança exógena no nível da série; um segundo, uma mudança na taxa de crescimento; e um último que permite mudanças em nível e crescimento. Essas hipóteses são parametrizadas da seguinte forma:

Hipóteses nulas (H_0):

$$\text{Modelo (A)} \quad y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (2.7)$$

$$\text{Modelo (B)} \quad y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.8)$$

$$\text{Modelo (C)} \quad y_t = \mu_1 + dD(TB)_t + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.9)$$

em que $D(TB) = 1$ se $t = T_B + 1$ e 0 de outra forma;

$$DU_t = 1 \quad \text{se } t > T_B \quad \text{e } 0 \text{ de outra forma; e}$$

$$A(L)e_t = B(L)v_t,$$

$v_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$, sendo $A(L)$ e $B(L)$ as enésimas ordens polinomiais do operador de defasagem L .

As respectivas hipóteses alternativas são:

$$\text{Modelo (A)} \quad y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.10)$$

$$\text{Modelo (B)} \quad y_t = \mu + \beta t_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (2.11)$$

$$\text{Modelo (C)} \quad y_t = \mu_1 + \beta t_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (2.12)$$

em que $DT_t^* = t - T_B$ se $t > T_B$ e 0 de outra forma; e

$$DT = t \quad \text{se } t > T_B \quad \text{e } 0 \text{ de outra forma.}$$

Os modelos relativos às hipóteses alternativos incluem uma tendência determinística contra a presença de um intercepto nas equações das hipóteses nulas¹⁷.

Na equação do teste, foram considerados processos não-estacionários sujeitos a uma única intervenção em uma data conhecida T_B , alterando permanentemente a série a partir dessa data, ou, alternativamente, processos estacionários sujeitos a essa mesma intervenção, que também leva a uma mudança definitiva da parcela determinística da série. O teste DFA foi, então, estendido de forma a contemplar as duas possibilidades.

Dois procedimentos de teste, assintoticamente equivalentes, foram sugeridos. O primeiro, em dois estágios, consiste em inicialmente expurgar da série os componentes determinísticos, de acordo com um dos modelos alternativos – (2.10), (2.11) ou (2.12). No segundo estágio, o teste DFA padrão é aplicado na série dos resíduos da primeira regressão, isto é, testar o valor estatístico de $\tilde{\alpha}$ em

$$\tilde{y}_t^i = \tilde{\alpha}^i \tilde{y}_{t-1}^i + \tilde{\varepsilon}_t^i, \quad (2.13)$$

em que i ($= A, B$ ou C) representa o modelo escolhido. Os valores críticos estão em Perron (1989, p. 1376-7) e foram obtidos em função das variáveis determinísticas presumidas (Modelo A, B ou C) e do parâmetro λ ($= T_B/T$), que representa a proporção entre número de observações até o momento no qual a mudança na função tendência ocorre (T_B) e tamanho da amostra (T). Entretanto, novamente, os valores críticos são válidos apenas na ausência de autocorrelação na seqüência dos resíduos $\{\tilde{\varepsilon}_t^i\}$. Se há autocorrelação, devem-se adicionar termos defasados da primeira diferença à regressão, conforme proposto por Dickey e Fuller (1981). Com isso, a equação do teste passa a ser:

$$\tilde{y}_t^i = \tilde{\alpha}^i \tilde{y}_{t-1}^i + \sum_{j=1}^k \tilde{c}_j \Delta \tilde{y}_{t-j}^i + \tilde{\varepsilon}_t^i \quad (2.14)$$

em que $\Delta \tilde{y}_t^i = \tilde{y}_t^i - \tilde{y}_{t-1}^i$, e o parâmetro k , como é usual, especifica o número extra de regressores adicionados, de forma a tornar a seqüência $\{\tilde{\varepsilon}_t^i\}$ um ruído-branco.

Na versão em um único estágio, Perron sugere a adição direta das variáveis *dummies* na equação do teste DFA (2.6). As regressões seguintes, correspondentes respectivamente aos Modelos (A), (B) e (C), foram construídas contemplando simultaneamente as hipóteses nulas e alternativas.

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t \quad (2.15)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t \quad (2.16)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^* + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t \quad (2.17)$$

A hipótese nula de uma raiz unitária impõe as seguintes restrições aos verdadeiros parâmetros de cada modelo. Modelo (A), mudança no intercepto: $\alpha^A = 1$, $\beta^A = 0$, $\theta^A = 0$; Modelo (B), mudança na inclinação da tendência: $\alpha^B = 1$, $\beta^B = 0$, $\gamma^B = 0$; e Modelo (C), mudanças no intercepto e na inclinação da tendência: $\alpha^C = 1$, $\beta^C = 0$, $\gamma^C = 0$. Sob a hipótese alternativa de um processo estacionário em torno de uma tendência, são esperados: α^A , α^B , $\alpha^C < 1$; β^A , β^B , β^C , θ^A , θ^B , θ^C , γ^B , $\gamma^C \neq 0$. E ainda, sob a hipótese alternativa, d^A , d^C e θ^B seriam próximos de zero, enquanto são esperados significativamente diferentes de zero sob a hipótese nula. Com essas especificações, os valores críticos para o teste do parâmetro α associado a y_{t-1} são os mesmos usados para testar a raiz unitária na versão de dois estágios.

Perron (p. 1381), contudo, ressalta que enquanto para os Modelos (A) e (C) a estatística t tem a mesma distribuição assintótica nos dois procedimentos propostos, o mesmo não pode ser assegurado para o Modelo (B). Neste caso, testes de raiz unitária terão menor poder

¹⁷ Para entender a necessidade da inclusão dessa tendência determinística nos modelos relativos às hipóteses alternativas, ver Apêndice.

quando se utiliza (2.16) do que quando (2.14) é a opção escolhida. Na verdade, exceto pela variável *dummy* $D(TB)$, as regressões (2.16) e (2.17) são equivalentes; assim a distribuição assintótica de $t_{\hat{\alpha}}B$ e $t_{\hat{\alpha}}C$ são idênticas, o que justifica o uso dos mesmos valores críticos (Tabela VI, p. 1377). Perron propõe, ainda, a seguinte regressão quando se acredita que a série apresenta mudança apenas na inclinação da tendência (na taxa de crescimento):

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}_t^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (2.18)$$

Para a regressão acima, as distribuições assintóticas da estatística $t_{\hat{\alpha}}B$ em (2.18) e (2.14) são as mesmas, todavia, dado que a variável *dummy* DU_t está agora ausente, a hipótese nula não mais contempla mudança no intercepto.

Por fim, Patterson (1998, p. 282) observa que a extensão da abordagem de Perron, contemplando múltiplas quebras estruturais, pode ser naturalmente imaginada com a incorporação de mais variáveis *dummies*, não obstante novos valores críticos devam ser obtidos por meio de simulações condizentes.

Em um outro trabalho, Franses e Haldrup (1994) abordaram a possibilidade de a série apresentar múltiplos *outliers* aditivos, que nesse caso, por definição, têm efeito apenas em uma única data. No entanto, ao contrário das implicações intuídas por Perron sobre os testes de raiz unitária na presença de mudanças estruturais, *outliers* aditivos induziriam resultados viesados em favor da rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Diante de um *outlier* aditivo positivo, a estatística do teste DFA tenderia a ser superdimensionada (em valor absoluto), implicando rejeição mais freqüente da hipótese nula (existência de raiz unitária). A distribuição da estatística do teste permanece inalterada, no entanto, caso se adicione variáveis *dummies* do tipo pulso, correspondentes aos *outliers*, à equação do teste.

O teste basicamente consiste na inclusão das variáveis *dummies* – a exemplo de $D(TB)$ em (2.15) – no usual teste DFA. Todavia, se k é o número de termos defasados da primeira diferença necessários para “branquear” os resíduos, $k + 1$ defasagens de cada uma das variáveis *dummies* devem ser acrescentadas à equação do teste; isto é, incluindo o termo de tendência e o intercepto, a equação do teste seria a seguinte:

$$\Delta y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \sum_{i=0}^{k+1} \delta_{ji} D_{jt-i} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

em que $D^j = 1$ no tempo do pulso e 0 de outra forma; e p é o número de variáveis *dummies* do tipo pulso.

Por fim, procede-se a inferência sobre $\hat{\alpha}$ na forma habitual.

2.3.2.2 Testes de raiz unitária com quebra estrutural com datas endogenamente determinadas

Zivot e Andrews (1992, p. 252) observaram que o ponto de quebra deve ser tratado como desconhecido, sob o argumento de que os resultados de Perron (1989) seriam viesados em favor da rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Consequentemente, já que os eventos devem ser tomados como endógenos, o ponto de quebra estrutural deve ser assumido como dependente dos dados.

A hipótese nula, neste caso, é a de raiz unitária com intercepto, o que excluiria qualquer mudança estrutural. Sob a hipótese alternativa, entretanto, novamente se permite uma quebra no processo estacionário em torno de uma tendência. O momento da quebra (T_B) foi definido como aquele que minimiza a estatística t do parâmetro autoregressivo, ou seja, o objetivo é estimar o ponto de quebra que maximiza a possibilidade de se rejeitar a hipótese nula. Dado que $\hat{\lambda}_{\text{inf}}^i$ denota o valor mínimo para o Modelo i , então, por definição,

$$t_{\hat{\alpha}^i}[\hat{\lambda}_{\text{inf}}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C,$$

em que Λ é um específico subconjunto fechado de $(0,1)$.

As equações do teste são as mesmas adotadas por Perron (1989), exceto que agora a variável *dummy* $D(TB)_t$ está ausente, já que nos três modelos a hipótese nula considerada é

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t.$$

Os valores críticos, obtidos por simulações pelo método de Monte Carlo, estão tabulados em Zivot e Andrews (1992, p. 255-7).

Perron (1997) replicou as críticas ao seu teste exógeno, argumentando que as datas de quebra consideradas foram escolhidas *ex-ante* e não modificada *ex-post*, e que essas estavam relacionadas a eventos exógenos para os quais a teoria econômica sugeria resultados semelhantes aos ocorridos. Não obstante, ele estendeu seu procedimento anterior assumindo um único ponto de quebra desconhecido, no qual o parâmetro λ é selecionado endogenamente, conforme critérios estatísticos objetivos.

Dois critérios alternativos de seleção do ponto de quebra (T_B) são sugeridos. No primeiro, assim como em Zivot e Andrews (1992), T_B é selecionado no ponto em que a estatística t do parâmetro autoregressivo (t_α) é a menor entre todas possíveis, ou seja, T_B é o ponto que maximiza a possibilidade de rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária. No segundo critério, T_B corresponde ao momento em que a mudança na função tendência é mais contundente, caracterizada pelo valor absoluto máximo da estatística t do parâmetro da variável *dummy* representativa do ponto de quebra estrutural.

Também são propostos dois métodos alternativos de seleção do número de termos autoregressivos defasados da primeira diferença (k). No primeiro, o critério “do geral para o específico” é adotado, conforme já descrito. O segundo consiste em verificar se defasagens adicionais são conjuntamente significativas, usando a estatística F dos coeficientes estimados. Inicialmente um valor máximo de k (k_{\max}) é estabelecido e autoregressões com k_{\max} e $k_{\max} - 1$ são estimadas. A 10%, a estatística F é usada para avaliar as duas regressões. Se a regressão com k_{\max} além de significativa é também estatisticamente superior à versão com $k_{\max} - 1$, o k escolhido é o máximo. Senão, descarta-se k_{\max} , realiza-se uma nova regressão com $k_{\max} - 2$ termos defasados, e novamente compara estatisticamente as duas regressões (nas versões com $k_{\max} - 1$ e $k_{\max} - 2$). O processo é repetido, reduzindo sistematicamente o valor de k , até que a regressão com $k_{\max} - n$ defasagens seja estatisticamente superior à versão com $k_{\max} - n - 1$, ou até que k seja zero¹⁸.

As hipóteses nulas e alternativas adotadas são as mesmas de Perron (1989), assim como as equações do teste. Contudo, a opção da realização do teste em dois estágios está restrita ao

¹⁸ n é um número natural e menor ou igual a k_{\max} .

modelo em que é testada a mudança na inclinação da função tendência, *additive outlier model*, na terminologia de Perron (1989). O método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) foi novamente usado na realização dos testes, e as tabelas com os valores críticos estão disponíveis em Perron (1997, p. 362-3).

Lumsdaine e Papell (1997) estenderam a metodologia do teste de raiz unitária com quebra endógena, contemplando a possibilidade de a série ser estacionária em torno de uma função tendência com dois pontos de quebra. Somente um modelo é considerado no teste, que é o seguinte:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$DU1_t$ e $DU2_t$ são indicadores das variáveis *dummies* para as mudanças no intercepto da função tendência, ocorrendo nos períodos $TB1$ e $TB2$, respectivamente; sendo que $DU1_t = 1$, se $t > TB1$, e zero de outra forma; $DU2_t = 1$, se $t > TB2$, e zero de outra forma. $DT1_t$ e $DT2_t$ são as respectivas variáveis *dummies* correspondentes às alterações na inclinação da tendência determinística; em que $DT1_t = t - TB1$, se $t > TB1$, e zero de outra forma; e $DT2_t = t - TB2$, se $t > TB2$, e zero de outra forma. A mudança estrutural, da mesma forma que em Zivot e Andrew (1992), é apenas considerada na hipótese alternativa.

Em Lee e Strazicich (2002), a ausência de possibilidade de quebra estrutural na hipótese nula se constitui na principal crítica a testes como os de Zivot e Andrew (1992) e Lumsdaine e Papell (1997). Argumenta-se que a rejeição de H_0 , nesse caso, não necessariamente implica rejeição de raiz unitária por si, mas tão somente a rejeição de raiz unitária na ausência de quebra estrutural. Com efeito, a hipótese alternativa abrangeria não somente séries estacionárias em torno de uma tendência determinística, mas qualquer série que de alguma forma apresente quebra estrutural, o que inclui também séries não estacionárias geradas conforme os processos (2.7), (2.8) e (2.9).

Nesse contexto, Lee e Strazicich – inspirados em Schmidt e Phillips (1992) – propuseram uma metodologia de teste endógeno de raiz unitária (teste LM), baseada no Multiplicador de Lagrange (ML), em que a possibilidade de duas quebras é considerada nas hipóteses nulas e alternativas. A proposta é que a hipótese alternativa, indubitavelmente e tão somente, implique um processo estacionário na tendência.

O teste LM considera o seguinte processo de geração dos dados (PGD):

$$y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t,$$

em que Z_t é o vetor de variáveis exógenas e $\varepsilon_t \sim \text{idd } N(0, \sigma^2)$.

Duas quebras estruturais são consideradas em dois modelos alternativos. O Modelo A permite duas mudanças em nível e é descrito por $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$, em que $D_{jt} = 1$ para $t \geq T_{Bj} + 1$, e 0 de outra forma, $j = 1, 2$. O Modelo C inclui duas mudanças em nível e na função tendência e é descrito por $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$, em que $DT_{jt} = t$ para $t \geq T_{Bj} + 1$ e 0 de outra forma. Dessa maneira, as quebras são consideradas tanto nas hipóteses alternativas quanto nas nulas. Por exemplo, no Modelo A, dependendo do valor de β , Tem-se:

$$\text{Hipótese Nula} \quad y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_t \quad (2.19)$$

$$\text{Hipótese Alternativa} \quad y_t = \mu_1 + \gamma \cdot t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t}, \quad (2.20)$$

em que v_{1t} e v_{2t} são termos de erro estacionários, $B_{jt} = 1$ para $t = T_{Bj} + 1$ e 0 de outra forma, e $d = (d_1, d_2)'$. No Modelo C, os termos D_{jt} são adicionados em (2.19), e os termos DT_{jt} , em (2.20). A formulação das hipóteses, nesse caso, segue o mesmo princípio adotado em Perron (1989, 1997). “Perron (1989, p. 1393) mostrou que a inclusão dos termos B_{jt} é necessária para assegurar que a distribuição assintótica dos testes estatísticos seja invariável com o tamanho da quebra (d) sob a hipótese nula” Lee e Strazicich (2002, p. 4).

O teste LM de duas quebras estruturais, então, é estimado por regressão de acordo com o princípio do ML da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t,$$

em que $\tilde{S}_{t-1} = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$; $\tilde{\delta}$ são os coeficientes da regressão de Δy_t em ΔZ_t ; $\tilde{\psi}_x$ é dado por $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$; e y_1 e Z_1 denotam as primeiras observações de y_t e Z_t , respectivamente. A hipótese nula de raiz unitária é dada por $\phi = 0$, e as estatísticas do teste LM são:

$$\tilde{\rho} = T \cdot \tilde{\phi}$$

$\tilde{\tau}$ = estatística t da hipótese nula $\phi = 0$. (2.21)

O critério de escolha dos pontos de quebra (T_{Bj}) é mesmo adotado em Zivot e Andrews (1992), Perron (1997) e Lumsdaine e Papell (1997), isto é, T_{Bj} é novamente selecionado de forma a maximizar a possibilidade de rejeição da hipótese nula de raiz unitária. O número de termos defasados da primeira diferença (k) é escolhido conforme o critério “do geral para o específico”, na forma já descrita. Os valores críticos referentes aos testes exógeno e endógeno estão disponíveis em Lee e Strazicich (2002, p. 19-20), nas Tabelas 1 e 2, respectivamente.

Como já fora ressaltado, a literatura recente tem disponibilizado testes de raiz unitária com mais de duas quebras estruturais. Contudo, o número em certa medida modesto de observações (máxima de 57 para o primeiro estudo e 104 para o segundo) nas séries utilizadas neste trabalho não recomendaria considerar tal hipótese. Conclui-se, então, neste ponto a revisão da literatura sobre testes de raiz unitária, não obstante se reconheça que a questão da estacionariedade das séries foi aqui apenas parcialmente explorada¹⁹.

¹⁹ Para efeito ilustrativo do que ainda há por ser explorado, Murray e Nelson (2002) registraram que a presença de heterogeneidade nos dados (instabilidade da variância) pode levar à incorreta rejeição da hipótese nula quando esse efeito não é considerado no teste.

APÊNDICE

Este Apêndice descreve a necessidade da inclusão da tendência determinística nos modelos relativos às hipóteses alternativas, a partir de um passeio aleatório

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t ,$$

em que o intercepto, μ , pode ser interpretado como uma tendência determinística na série na forma seguinte.

Seja y_0 o valor inicial para o processo no período t , então

$$y_1 = \mu + y_0 + e_1$$

$$y_2 = \mu + \mu + y_0 + e_1 + e_2 = 2\mu + y_0 + e_1 + e_2$$

$$y_3 = \mu + 2\mu + y_0 + e_1 + e_2 + e_3 = 3\mu + y_0 + e_1 + e_2 + e_3$$

...

$$y_n = \mu + (n-1)\mu + y_0 + e_1 + e_2 + \dots + e_t = n\mu + y_0 + e_1 + e_2 + \dots + e_n$$

Genericamente,

$$y_t = y_0 + \mu t + \sum_{i=1}^t e_i$$

Portanto, o intercepto μ , em um processo I(1), representa a tendência determinística.

Considerando, agora, esse mesmo processo, mas sujeito a uma mudança de nível em algum ponto conhecido T_B – isto é, existe algum evento externo (frequentemente chamado de ‘intervenção’) que ocorre no tempo T_B e causa uma alteração significativa no processo –, tem-se:

$$y_{T_B-1} = \mu + y_{T_B-2} + u_{T_B-1} = (d-1)\mu + y_0 + \sum_{i=1}^{T_B-1} e_i ,$$

no período imediatamente anterior à intervenção (T_B);

$$y_{T_B} = \mu + d + y_{T_B-1} + e_b = d\mu + d + y_0 + \sum_{i=1}^{T_B} e_i,$$

no período da intervenção, $t = T_B$;

$$y_{T_B+1} = \mu + y_{T_B} + e_{T_B+1} = (d+1)\mu + d + y_0 + \sum_{i=1}^{T_B+1} e_i,$$

no período seguinte à intervenção, $t = T_B + 1$.

Em geral, o processo pode ser representado como:

$$y_t = \mu t + dD(TB)_t + y_0 + \sum_{i=1}^{T_B} e_i$$

Assim, em um modelo de passeio aleatório com intercepto, mesmo uma intervenção em um único período redundará em um efeito permanente sobre a série.

Em resumo, os efeitos de intervenção representam eventos ‘extraordinários’ na história do processo. Se o evento incidir sobre um processo estacionário, $I(0)$, seus efeitos serão temporários. Em processos estocásticos, $I(1)$, eventos “extraordinários” ocasionarão mudanças permanentes na trajetória da série.

CAPÍTULO 3 – O SBCA brasileiro: uma avaliação econométrica com o método das variáveis instrumentais.

3.1 Introdução

Verifica-se, neste capítulo, se há sustentação empírica para as relações teóricas discutidas anteriormente. Isto é, será verificado se o *SBCA* normalizado¹ (*sbca*) pode ser explicado por um índice de preços relativos (*PR*) – tomado como a relação entre preços de bens comerciáveis e não-comerciáveis – e por indicadores de atividade econômica interna (*Y*) e externa (*Y*^{*}). Espera-se que aumentos de *PR* e *Y*^{*} favoreçam o *sbca*, e que o crescimento de *Y* tenda a diminuí-lo. Neste caso, a metodologia econométrica utilizada será a das variáveis instrumentais. Como a seguir é visto, a escolha metodológica é justificada pela presença de *proxies* entre as variáveis explicativas. As observações têm periodicidades anuais e abrangem os anos de 1947 a 2006.

3.2 – Variáveis *proxies* e o método das variáveis instrumentais

A literatura econométrica disponibiliza diversos métodos para se estimar os parâmetros de uma regressão. De acordo com o teorema de Gauss-Markov, o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), sob os pressupostos básicos do modelo clássico de regressão linear (MCRL), tem os melhores estimadores lineares não-tendenciosos. Entre esses pressupostos encontra-se o da independência entre os regressores e o termo residual. Mais especificamente, os valores da matriz *X*, composta pelas variáveis explicativas, devem ser estabelecidos *à priori*; e os correspondentes valores explicados da série *Y*, obtidos por meio de observações aleatórias. Tecnicamente, *X* é uma matriz de componentes não-estocásticos.

O problema é que quando se trabalha com séries de tempo, os regressores são muitas vezes estocásticos, tornando inapropriada a utilização do método dos MQO, pois os estimadores obtidos dessa forma tendem a ser viesados (ou tendenciosos) e inconsistentes.

¹ O *SBCA* ponderado pelo *PIB* e pelo equivalente americano ao *IPA*.

Geralmente, a violação desse pressuposto ocorre quando uma ou mais das variáveis explicativas se enquadra em uma das três situações seguintes: a) é a variável dependente defasada – pelo simples fato de a variável dependente ser, por natureza, estocástica; b) é uma variável *proxy*² (que está sujeita a erros aleatórios); e c) apresenta erros aleatórios de medida (a variável não pode ser medida adequadamente).

Especificamente, se X é uma matriz de regressores, e Y é a variável regredida, então o vetor b dos parâmetros obtidos pelo método dos MQO seria o seguinte:

$$b = (X'X)^{-1} X'Y$$

$$b = (X'X)^{-1} X'(X\beta + \varepsilon)$$

$$b = (X'X)^{-1} X'X\beta + (X'X)^{-1} X'\varepsilon$$

$$b = \beta + (X'X)^{-1} X'\varepsilon$$

$$E[b] = \beta + E[(X'X)^{-1} X']E[\varepsilon]$$

Assim, os estimadores do vetor b só seriam não-tendenciosos ($E[b] = \beta$) caso estivesse assegurada a independência entre o termo de erros ε e a matriz de regressores X , isto é: se $E[\varepsilon / X] = 0$. Se a matriz X contém uma ou mais séries estocásticas, o pressuposto da independência não é válido, e com isso o método dos MQO irá produzir estimadores lineares tendenciosos e inconsistentes³. Portanto, os parâmetros gerados dessa forma não convergem para seus verdadeiros valores, mesmo quando o tamanho da amostra cresce.

Nesse caso, o método das variáveis instrumentais (VI)⁴ pode ser uma alternativa importante. O método consiste em se obter estimadores consistentes, substituindo a variável explicativa que contém o erro por outra que seja altamente correlacionada a essa,

² O que é especificamente o caso deste trabalho.

³ “Em modelos estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários, o parâmetro b é viesado para baixo e o termo constante, para cima” (Matos, 2000, p. 180).

⁴ Uma vez escolhida a matriz Z , os estimadores VI podem ser vistos como o resultado de uma dupla aplicação do MQO. Por isso, o método é também conhecido como mínimo quadrado de dois estágios (MQ2E).

mas independente ao termo residual (Matos, 2000, 182). Em suma, uma matriz de instrumentos Z deve possuir duas importantes propriedades:

- a) os valores de Z devem estar correlacionados com os valores de X ; e
- b) a matriz Z , no limite, não deve ser correlacionada com o vetor residual ε .

Dessa forma, é possível construir um vetor b de estimadores consistentes e com normalidade assintótica, se atendidas as seguintes premissas entre Z , X e ε (Greene, 2003, p. 76):

$$p \lim \frac{Z'Z}{n} = Q_{ZZ}, \text{ em que } Q_{ZZ} \text{ é uma matriz finita, positiva e não singular;}$$

$$p \lim \frac{Z'X}{n} = Q_{ZX}, \text{ em que } Q_{ZX} \text{ é uma matriz finita } L \times K \text{ com posto } K; \text{ e}$$

$$p \lim \frac{Z'\varepsilon}{n} = 0;$$

e assim, multiplicando a matriz Z' pela equação do modelo, tem-se

$$Z'(Y = X\beta + \varepsilon)$$

$$Z'Y = Z'X\beta + Z'\varepsilon$$

$$p \lim \frac{Z'Y}{n} = \left(p \lim \frac{Z'X}{n} \right) \beta + p \lim \frac{Z'\varepsilon}{n}$$

$$p \lim \frac{Z'Y}{n} = \left(p \lim \frac{Z'X}{n} \right) \beta + 0$$

$$\beta = \left(p \lim \frac{Z'X}{n} \right)^{-1} \cdot p \lim \frac{Z'Y}{n} \Rightarrow b_{VI} = (Z'X)^{-1} Z'Y$$

b_{VI} , então, é o vetor de parâmetros estimados pelo método das VI. Substituindo, agora,

$Y = X\beta + \varepsilon$ na equação acima, encontra-se:

$$b_{VI} = (Z'X)^{-1}Z'(X\beta + \varepsilon)$$

$$b_{VI} = (Z'X)^{-1}Z'X\beta + (Z'X)^{-1}Z'\varepsilon$$

$$b_{VI} = \beta + (Z'X)^{-1}Z'\varepsilon$$

$$p \lim b_{VI} = \beta + p \lim \frac{(Z'X)^{-1}}{n} \cdot p \lim \frac{(Z'\varepsilon)}{n} \Rightarrow p \lim b_{VI} = \beta$$

O resultado acima, portanto, confirma a consistência de b_{VI} .

O passo seguinte é verificar a variância assintótica de b_{VI} . Para isso, o vetor de resíduos pode ser escrito como

$$Y - Xb_{VI} = Y - X(Z'X)^{-1}Z'Y$$

Substituindo $Y = X\beta + \varepsilon$ e manipulando algebricamente o resultado, obtém-se:

$$\hat{\varepsilon} = [I - X(Z'X)^{-1}Z']\varepsilon$$

Agora, tomando o desvio-padrão $\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{n}$, chega-se a

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\varepsilon'\varepsilon}{n} + \left(\frac{\varepsilon'Z}{n}\right)\left(\frac{X'Z}{n}\right)^{-1}\left(\frac{X'X}{n}\right)\left(\frac{Z'X}{n}\right)^{-1}\left(\frac{Z'\varepsilon}{n}\right)^{-1} - 2\left(\frac{\varepsilon'X}{n}\right)\left(\frac{Z'X}{n}\right)^{-1}\left(\frac{Z'\varepsilon}{n}\right)^{-1}$$

Greene (2003, p. 78), a partir da equação acima, mostrou que a variância assintótica de b_{VI} pode ser definida como

$$Var[b_{VI}] = \frac{1}{n} \left\{ \left(\frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{n}\right)\left(\frac{Z'X}{n}\right)^{-1}\left(\frac{Z'Z}{n}\right)\left(\frac{X'Z}{n}\right)^{-1} \right\}$$

$$Var[b_{VI}] = \hat{\sigma}^2 (Z'X)^{-1}(Z'Z)(X'Z)^{-1}$$

Deste modo, o vetor b é consistente e tem normalidade assintótica.

É importante observar que nas operações anteriores assumiu-se que a matriz de instrumentos Z tem o mesmo número de variáveis da matriz X . Contudo, é possível, e às vezes preferível, que Z contenha mais variáveis que X . Mas nesse caso, o procedimento anterior é inexecutável porque a matriz resultante de $Z'_{l \times n} X_{n \times k}$ será $Q_{l \times k}$ (com l linhas e k colunas e $l > k$), e, portanto, $Q_{l \times k}$ não terá inversa. Há, todavia, uma solução simples para o impasse que, embora não seja aqui reproduzida, pode ser encontrada em Greene (2003, p. 78-80).

Uma questão evidente à metodologia consiste em identificar uma variável que apropriadamente apresente alta correlação com a série explicativa e ao mesmo tempo não esteja relacionada com o termo residual. Nas séries de tempo, contudo, os valores defasados das variáveis explicativas aparecem como candidatos naturais a essa função, conforme sugere Greene (2003, p. 79-80). Essa constitui a solução aqui adotada.

Por fim, é importante ressaltar que o método das VI – não obstante seja, em certa medida, uma solução natural para regressões com variáveis *proxies* como regressores – demanda que as séries da regressão sejam integradas de ordem zero. Daí segue a necessidade de se avaliar o processo de formação das séries (a questão da estacionariedade) na forma abordada no capítulo anterior.

3.3 – Séries da regressão

Ao todo, dezoito séries foram utilizadas neste capítulo. Há somente uma variável a ser explicada e dezessete a explicá-la, tomadas, alternadamente, três de cada vez. Portanto, três grupos de séries, juntamente com algumas variáveis determinísticas, compõem a matriz das variáveis explicativas. Treze séries (*ipd00*, *ipd04*, *ipd06*, *ipd09*, *ipd12*, *ipd18*, *ipd24*, *tcr1a0*, *tcr1a1*, *tcr1a2*, *tcr2a0*, *tcr2a1*, *tcr2a2*) constituem alternativas (excludentes entre si) dos preços relativos (*PR*); duas (*ybr1*, *ybr2*), do nível interno de atividade (Y); e duas (*tyeua* e *tymun*), do nível externo de atividade (Y^*). Na seqüência, o processo de montagem das séries é apresentado e, na medida do possível, justificado.

3.3.1 – Série do saldo da balança comercial ampliada (SBCA)

Inicialmente, a série do *SBCA* foi obtida somando as rubricas “Balança comercial (FOB)” e “Serviços” (serviços não-fatores), excluída a rubrica “Royalties e licenças”⁵, do Balanço de pagamentos brasileiro anual, divulgado pelo BCB⁶ em dólares americanos (US\$), no período de 1947 a 2006 (60 observações).

Como a série abrange um período longo, o *SBCA* foi corrigido concomitantemente por dois índices, passando a série resultante a ser grafada como *sbca*. Na primeira correção, de natureza monetária, os valores foram “deflacionados” para ano de 2006 (último ano da série), pelo equivalente americano do índice de preços do atacado⁷. A escolha do índice se deve à estreita relação entre os preços dos bens no atacado e os preços dos chamados bens *tradables* (bens transacionáveis internacionalmente)⁸. A segunda correção se deu pelo índice de evolução do PIB real brasileiro, tendo o mesmo período como base, e tem o propósito de considerar o saldo comercial relativamente à produção econômica do país em cada período referente.

Com isso, além de se ter valores de períodos distintos comparáveis entre si, objetivou-se evitar prováveis problemas de heteroscedasticidade nas séries dos resíduos. Posto que a série original (*SBCA*) é o resultado da diferença de duas séries (exportações e importações) que apresentam um padrão geométrico de progressão. De outra forma, o comportamento da série não poderia ser corretamente explicado por variáveis que tenham naturezas evolutivas diferentes, ainda que componentes (lineares) de tendência fossem incorporados ao modelo⁹.

⁵ A exclusão se deve ao entendimento de que essa conta é na verdade a remuneração de capital intelectual, e, portanto, o mais apropriado seria a sua inclusão na rubrica “Rendas”, ao menos no contexto deste trabalho.

⁶ Site www.bcb.com.br.

⁷ “Series Id: WPUSOP3000, U.S. Bureau of Labor Statistics”.

⁸ A classificação dos bens que compõem a balança comercial ampliada como *tradables* é tautológica.

⁹ A opção mais usual de se tomar o logaritmo da série não se aplica a esse caso, já que a série apresenta observações de valor negativo.

3.3.2 – Séries dos Preços Relativos (PR)

O princípio adotado na elaboração das séries representativas dos PR busca refletir a relação entre os preços dos bens comerciáveis e não-comerciáveis (*tradables* e *non-tradables*), na forma discutida no primeiro capítulo.

$$PR = \frac{P_T / P_{NT}}{P_T^* / P_{NT}^*} \quad \text{ou} \quad \frac{P_T / P_T^*}{P_{NT} / P_{NT}^*} \quad (3.1)$$

em que P_T e P_{NT} são, respectivamente, os preços dos *tradables* e *non-tradables*, e P_T^* e P_{NT}^* , os preços dos seus equivalentes internacionais.

Como não se tem conhecimento de séries suficientemente longas de índices de preços que discriminem os bens conforme a dicotomia acima, outras séries, supostas fortemente correlacionadas com PR , foram usadas como substitutas (*proxies*). Neste trabalho, três séries compostas foram tomadas como opções de *proxy* da variável explicativa PR .

A primeira composição é uma relação entre os índices de preços domésticos do atacado (IPA_{BR}) e ao consumidor (IPC_{BR}) e seus equivalentes nos Estados Unidos (IPA_{EUA} e IPC_{EUA}). A idéia é que cada IPA seja a *proxy* do hipotético índice de preços dos bens *tradables* na sua respectiva economia, enquanto os IPCs representem os bens *non-tradables*¹⁰. Em suma, tomando (3.1), PR assume a seguinte forma¹¹:

$$PR(IP) = \frac{IPA_{BR} / IPC_{BR}}{IPA_{EUA} / IPC_{EUA}} \quad \text{ou} \quad \frac{IPA_{BR} / IPA_{EUA}}{IPC_{BR} / IPC_{EUA}} \quad (3.2)$$

As outras duas opções compreendem a taxa de câmbio real, que consiste em estimar o valor relativo do câmbio nominal (E), corrigindo-o pelos índices interno e externo de

¹⁰ Uma outra variante em que o Índice Nacional de Custo da Construção da FGV (INCC - Total - Média Geral - série 161759) foi também testada na composição da *proxy* dos preços dos *non-tradables*. Contudo, em geral, os resultados assim obtidos foram estatisticamente inferiores à forma mais simples, além da divergência ter sido apenas marginal. Como é habitual, adotou-se o princípio da parcimônia.

¹¹ As séries utilizadas foram as seguintes: IPA_{BR} , Índice de Preços por Atacado da FGV (IPA-DI - Total - Média Geral - série nº 161570); IPC_{BR} , Índice de Preços ao Consumidor para o Rio de Janeiro da FGV (IPC-RJ - Média Geral - série nº 161759); IPA_{USA} e IPC_{USA} são os equivalentes ao IPA e ao IPC nos

preços. Em trabalhos do gênero, a escolha freqüentemente se dá entre os IPCs e os IPAs. Neste trabalho, as duas formas foram consideradas.

Assim, se a opção é pelos IPCs, a taxa de câmbio real e é dada por:

$$PR(e_1) = \frac{E \cdot IPC_{EUA}}{IPC_{BR}} \quad (3.3)$$

Com efeito, a diferença entre as composições (3.2) e (3.3) se limita à forma na qual o PR do *tradable* (PT/PT^*) estará representado: se pela taxa de câmbio nominal ou pelo índice de preços do atacado domésticos relativo ao estrangeiro (IPA_{BR}/IPA_{USA}). Se as formas (3.2) e (3.3) são tomadas como análogas, isto é, se

$$e = \frac{E \cdot IPC_{EUA}}{IPC_{BR}} \approx IP = \frac{IPA_{BR}/IPA_{EUA}}{IPC_{BR}/IPC_{EUA}},$$

$$\text{então, } e \approx \frac{IPA_{BR}}{IPA_{EUA}}.$$

Contudo, espera-se que a equação (3.2), comparativamente à (3.3), mais apropriadamente reflita PR , em face da sua maior abrangência. Uma redução do imposto de importação, por exemplo, tende a diminuir os preços dos bens que foram os objetos da redução, constituindo em queda do IPA doméstico. A mudança de preços, por sua vez, deverá influenciar as decisões dos agentes (consumidores e produtores), interferindo na balança comercial. Todavia, como não houve alteração no câmbio real (supondo IPC estável), este não pode explicar a suposta redução no $SBCA$. Mas a alteração é registrada se a forma observada for a de (3.2), permitindo fundamentar a mudança no $SBCA$.

Na outra forma de composição da taxa de câmbio real, os IPAs (doméstico e estrangeiro) foram usados como elementos de correção cambial. Portanto,

$$PR(e_2) = \frac{E \cdot IPA_{USA}}{IPA_{BR}} \quad (3.4)$$

Ressalte-se, no entanto, que rigorosamente essa opção não pode ser tomada como a relação entre os preços dos bens *tradables* e *non-tradable*. A incongruência reside no fato de os preços dos *tradables* estarem duplamente considerados – já que o vínculo desses com a taxa de câmbio nominal é uma tautologia, e com os IPAs, muito estreito –, enquanto nenhuma série remete aos preços dos *non-tradable*. Com efeito, a taxa de câmbio real, obtida dessa forma, é inapropriada para referenciar a realidade do conjunto de preços observados pelos agentes econômicos nas suas decisões. Essa alternativa será ainda assim avaliada, seja pela possibilidade de corroborar a argumentação acima ou, simplesmente, por ser uma composição relativamente habitual em estudos da espécie.

Além da questão da forma mais apropriada – (3.2), (3.3) ou (3.5) –, há ainda uma outra a ser considerada na composição das *proxies* dos *PR*. A variável a ser explicada (*sbca*) é formada no período de um ano. O *sbca* de 1988, por exemplo, representa o resultado agregado das exportações e importações concretizadas entre 01/01/1988 e 31/12/1988, refletindo as decisões que agentes econômicos tomaram pautados nas condições vigentes (inclusive *PR*) nos instantes em que as operações foram contratadas, o que pode ter ocorrido inclusive em um momento muito anterior ao período da efetivação da operação. Todavia, as séries de índices de preços representam os níveis de preços observados em uma instante do período de referência. Assim, para que as *proxies* dos *PR* possam adequadamente explicar o *sbca*, cada observação das séries deve, da melhor maneira possível, representar as condições encontradas pelos agentes econômicos nas diversas operações que definiram o *sbca*.

A solução adotada, então, foi tomar a média geométrica dos índices mensais no período compreendido entre o fim do ano de referência e um período precedente ao início. Com esse intuito, diversas opções de defasagem foram consideradas. Para a versão (3.2), as séries foram construídas avaliando as alternativas de defasagem de 0, 4, 6, 12, 18 e 24 meses¹² (denominadas, respectivamente, *ipd00*, *ipd04*, *ipd06*, *ipd09*, *ipd12*, *ipd18* e *ipd24*). Para as versões de câmbio real, (3.3) e (3.4), somente foi possível considerar defasagens em períodos anuais, já que essa era a periodicidade da série de câmbio nominal. Nesse

¹² Por exemplo, para se obter a observação referente ao ano 2000 da série *ipd09* foi feita a média geométrica dos índices mensais compreendido no período de abr/1999 a dez/2000.

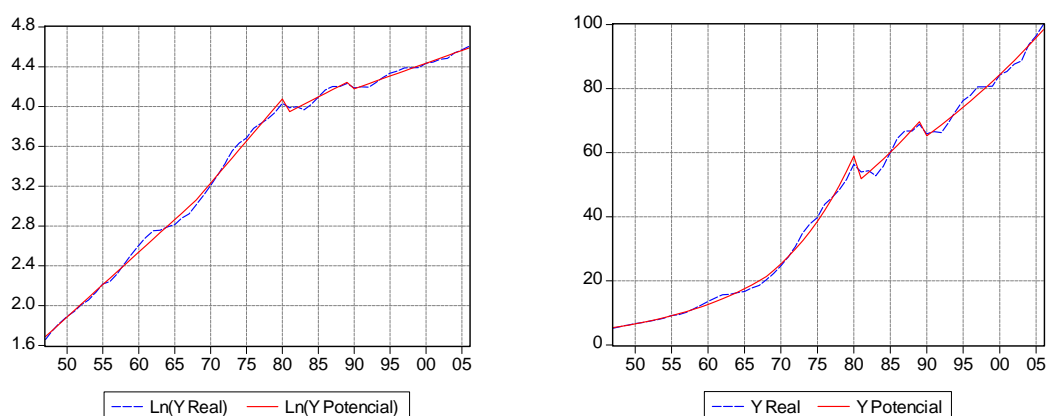
caso, as defasagens consideradas foram de 0, 1 e 2 anos – denominadas, respectivamente, $tcr1a0$, $tcr1a1$ e $tcr1a2$, para a versão (3.3), e $tcr2a0$, $tcr2a1$ e $tcr2a2$, para a versão (3.4).

3.3.3 – Séries do nível interno de atividade econômica (Y)

A variável indicativa do nível interno de atividade econômica adotada neste capítulo é a taxa de ocupação da capacidade produtiva instalada brasileira (Y), isto é, a razão entre o produto efetivo (PIB)¹³ e o produto potencial (PP). Espera-se uma relação com sinais invertido entre Y e o $sbca$. Quanto maior for Y maiores serão a dificuldade de exportar e a necessidade de importar.

Duas séries foram tomadas como *proxies* do produto potencial. A primeira é a tendência linear do logaritmo da série do PIB, considerando três datas de quebra estrutural (1968, 1980 e 1990)¹⁴. As datas foram assumidas conforme análise visual (alternativa exógena), contudo, os acontecimentos econômicos propiciam vidências em favor da escolha. 1968 é o início do chamado “milagre econômico”. A crise da dívida externa se inicia em 1980, após o segundo choque do petróleo em 1979. O Plano Collor é concebido em 1990, e esse é também o ano em que se intensifica o processo de abertura comercial. A **Fig. 3.1** mostra as séries PP_{TL} (obtida pela tendência linear) e PIB real, nas formas logarítmica e escalar.

Figura 3.1 – PP estimado como uma tendência linear com quebras estruturais (PP_{TL}).

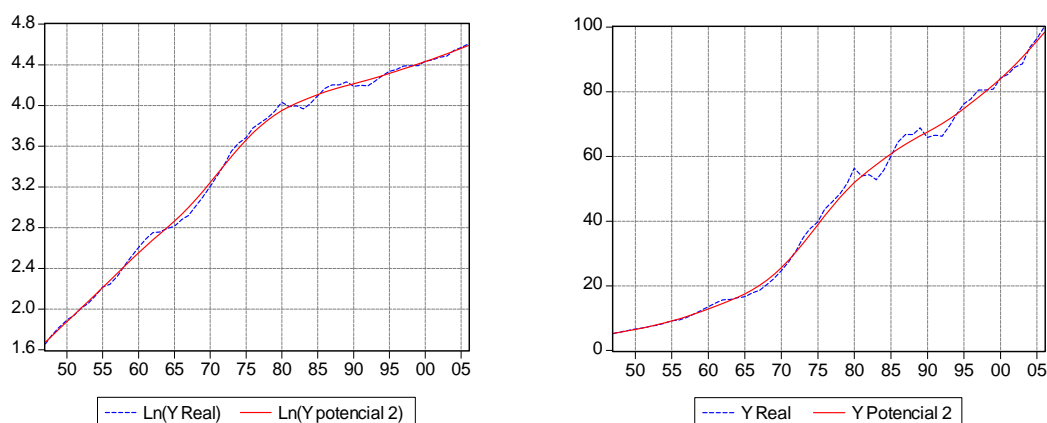


¹³ PIB real. Série obtida no site <http://www.ipeadata.org.br>.

¹⁴ Almonacid e Scrimini (1999) adotaram procedimento semelhante como forma de se obter a *proxy* do produto potencial, contudo, eles não consideraram a possibilidade de a série apresentar quebra estrutural na sua tendência.

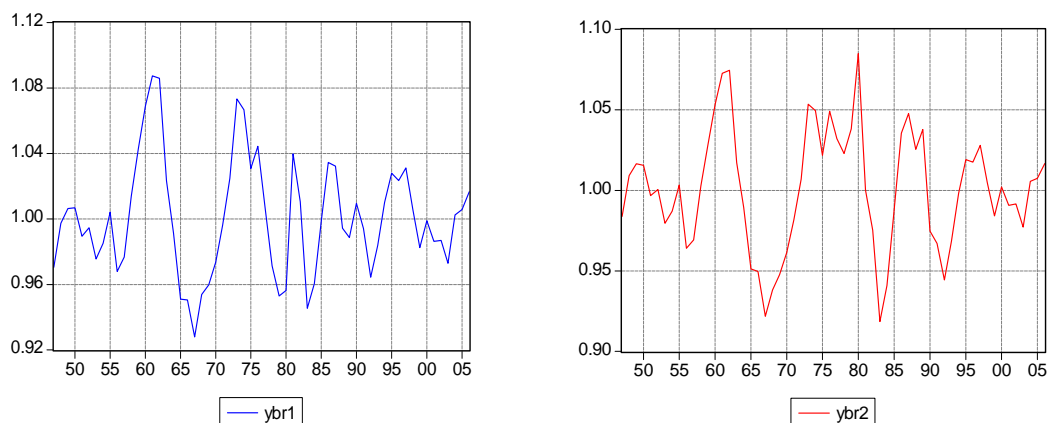
A outra série adotada como *proxy* do *PP* foi a tendência do logaritmo da série do PIB estimada pelo filtro HP (Hodrick-Prescott Filter). A **Fig. 3.2** mostra os gráficos das séries PP_{HP} (obtida pelo filtro HP) e PIB real, também nas formas logarítmica e escalar.

Figura 3.2 – PP estimado pelo Filtro HP (PP_{HP}).



Por fim, já com as *proxies* *PP* estimadas (PP_{TL} e PP_{HP}), as séries representativas de Y foram encontradas dividindo a série do PIB efetivo ($PIB_{2006} = 100$) pela série PP_{TL} ou PP_{HP} . As composições resultantes foram denominadas $ybr1$ e $ybr2$, respectivamente, e estão apresentadas na **Fig. 3.3**.

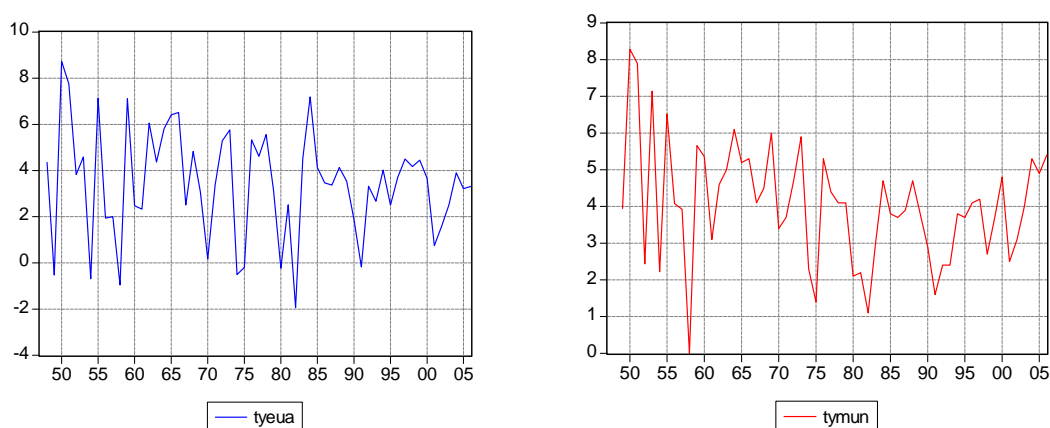
Figura 3.3 – Séries representativas da taxa de ocupação da capacidade produtiva instalada ($ybr1$ e $ybr2$).



3.2.4 – Séries do nível externo de atividade econômica (Y^*)

A terceira (e última) variável explicativa é o nível externo de atividade econômica. Duas opções foram testadas: a primeira é a taxa de crescimento do PIB dos Estados Unidos (*tyeua*); a segunda é a taxa de crescimento do PIB mundial¹⁵ (*tymun*), calculado pela OMC (Organização Mundial do Comércio). A **Fig. 3.4** mostra essas séries.

Figura 3.4 – Séries das taxas de crescimento do PIB americano e do PIB mundial (*tyeua* e *tymun*).



Cogitou-se, ainda, a inclusão de uma quarta variável na matriz de regressores do *sbca*: os termos de troca (*tt*), o que implicaria considerar a ambigüidade da relação *tt-sbca*. Conforme se observou anteriormente, uma queda nos *tt*, decorrente de uma desvalorização cambial, tenderia a induzir o aumento no *sbca*¹⁶, constituindo, portanto, movimentos inversos entre as duas séries. No entanto, uma mudança nos *tt* também pode decorrer de um choque externo, positivo ou negativo, mas, nesse caso, a relação entre as duas variáveis se dá na forma direta. Os seguidos aumentos de preço do petróleo no mercado internacional na década de 70, por exemplo, deterioraram os *tt* brasileiros e provocaram efeitos negativos na sua balança comercial. Por sua vez, em tempos recentes, o contínuo e extraordinário crescimento de alguns países asiático, sobretudo da China, tem ensejado crescimento na demanda por *commodities* em geral. Com isso, países produtores de bens dessa categoria, como o Brasil, viram-se agraciados com a valiosa combinação de aumento

¹⁵ Site <http://www.wto.org>.

¹⁶ “Essa queda significa que a exportação doméstica tem um ganho em competitividade internacional no sentido de ter seu preço barateado” (Zini Jr., 1995, p. 47).

de preço e *quantum* das suas exportações. O aumento nos *tt* seria, então, favorável ao crescimento do *sbca* nessa situação.

Essa ambivalência constitui um obstáculo à inclusão da variável na matriz de regressores do *sbca*, já que o efeito dos *tt* sobre o *sbca* não poderia ser intuído *a priori*. Ainda assim, não fosse uma outra impropriedade de se ter *tt* como variável explicativa, esta de caráter inexorável, poder-se-ia investir em uma solução para a questão. O problema consiste no fato de a variável *tt* ser, na verdade, parte da própria variável a se explicar. Como pode ser verificado na identidade (I.1), os preços das exportações e importações (componentes dos *tt*) são parcelas do *sbca*. Portanto, em uma hipotética regressão, ainda que estatisticamente a variável *tt* se apresente relevante para explicar o *sbca*, a relação, do ponto de vista econômico, seria, na melhor das hipóteses, trivial.

3.4 – Testes de raiz unitária

O objetivo dessa subseção é recorrer aos testes de raiz unitária para inferir sobre o verdadeiro processo de geração dos dados (PGD) de cada série e, com isso, avaliar se é possível tomá-las como estacionárias.

Inicialmente, os testes foram realizados nas primeiras diferenças das séries. Isso porque, se a série tem mais do que uma raiz unitária, o teste realizado com a série em nível pode resultar em falsa rejeição da hipótese H_0 (presença de raiz unitária). Neste caso, contudo, houve fortes evidências em favor da rejeição da hipótese nula (testes DFA e PP) para todas as séries analisadas em primeira diferença. Não foi possível aceitar, portanto, a presença de duas raízes unitárias em todas as séries.

Em seguida, os testes DFA, PP e KPSS foram aplicados nas séries em nível. Os resultados estão apresentados na **Tab. A.1**. Rejeitou-se, sumariamente, a hipótese de raiz unitária nas séries em que as três metodologias de teste apontavam nesse sentido ao nível de significância de 5%. Com efeito, a hipótese nula foi rejeitada para as séries as *sbca*, *ybr1*, *ybr2*, *tyeua* e *tymun*. Em geral, os testes apresentaram resultados conflitantes entre si em relação às séries dos *PR*. Contudo, a análise visual dos seus percursos (**Fig. A.1**) sugere ao menos uma quebra estrutural nas suas tendências, de forma que todas essas séries foram

submetidas a novos testes de raiz unitária, que contemplem a possibilidade de a série apresentar mudança estrutural.

Sobre as séries dos *PR*, foi, então, aplicado o teste de Perron (1989), tomando 1981 como o ano da quebra estrutural. A escolha do ano, feita a partir da observação dos gráficos da série (**Fig. A.1**), encontra respaldo histórico nas seguidas desvalorizações cambiais concebidas com o intuito de responder aos recorrentes e substanciais déficits em transações correntes desencadeados pela duplicação do preço do petróleo em 1979. A **Fig. A.2** mostra as tendências determinísticas das séries dos *PR* com uma quebra estrutural em 1981 – tomadas como o resultado da regressão das séries sobre os termos determinísticos – e as séries dos termos de resíduos, que equivalem às séries originais expurgadas das parcelas determinísticas. Os resultados dos testes – realizados de acordo com as equações (2.15) e (2.17), Modelos A e C, respectivamente – podem ser vistos na **Tab. A.2**. Para as séries compostas exclusivamente com os índices de preços, (3.3), a hipótese nula não pôde ser aceita mesmo a 1% de significância para os dois modelos. Para as demais séries, ao nível de significância de 5%, H_0 somente não pôde ser rejeitado para as séries *tcr2a0* e *tcr2a2*, de acordo com o Modelo A. Para o Modelo C, H_0 somente não pôde ser rejeitada para a série *tcr2a0*, ainda que a 1% de significância. Em suma, considerando os dois modelos e ao nível de significância de 5%, a hipótese H_0 não pôde ser rejeitada apenas para *tcr2a0*. Com efeito, todas as séries, exclusive a série *tcr2a0*, foram avaliadas em um modelo que considera a possibilidade de se ter uma mudança estrutural em 1981 (de nível e de inclinação) no termo de tendência da regressão. Os resultados estão apresentados na **Tab. A.4** e na **Fig. A.5**.

Por ultimo, o teste LM de Lee e Strazicich (2002) foi aplicado nas séries de *PR*. Para tanto, recorreu-se à rotina computacional (programa Gauss) concebida e disponibilizada pelos autores. A escolha do modelo apropriado a cada série (A ou C), assim como as datas de quebra estrutural e o número de termos defasados (k), foram encontrados pela rotina, de acordo com os critérios estatisticamente definidos no artigo e reproduzidos aqui no item 2.3.2.2. As **Figs. A.3 e A.4** mostram, respectivamente, as tendências determinísticas com duas quebras estruturais com datas estabelecidas exógena e endogenamente, e a **Tab. A.3**, os resultados do teste. As séries formadas conforme (3.2) apresentaram resultados em favor da não aceitação de H_0 , mesmo ao nível de significância de 1%, com quebras na tendência

em datas determinadas das duas formas. Ao nível de 5% de significância, a não aceitação de H_0 somente foi possível para as séries $tcr1a2$ e $tcr2a2$, na forma exógena, e para $tcr1a0$ e $tcr1a2$, na forma endógena. Para as demais situações, não foi possível rejeitar H_0 ao nível de 5%.

Ressalte-se que os valores críticos tabulados por Lee e Strazicich (2002, p. 19-20), utilizados na inferência, foram concebidos para amostras de 100 observações. Contudo, as séries usadas neste capítulo têm entre 57 e 60 observações, o que estatisticamente demandaria valores críticos mais rigorosos. A solução adotada inicialmente, então, foi assumir nível de significância de 1% para a não aceitação de H_0 , contrastando com o procedimento usual, que é o de se rejeitar H_0 ao nível de 5%. Contudo, em face da relevância de se avaliar comparativamente as séries dos PR , as séries $tcr1a2$ e $tcr2a2$ foram (com ressalva) testadas nas equações em que os pontos de quebra estrutural são estabelecidos de forma exógena (**Tab. A.5** e **Fig. A.6**), e as séries $tcr1a0$ e $tcr1a2$, nos modelos endógenos (**Tab. A.6** e **Fig. A.7**).

Em todos os testes de raiz unitária realizados neste trabalho, o número máximo de termos defasados (k_{max}) foi estabelecido igual a 10. Conforme ressalta Perron (1997, p. 370), o valor de k_{max} é muitas vezes definido de forma arbitrária em testes da espécie. Neste caso, a escolha é a mesma de Perron (1989 e 1997) na realização de testes envolvendo séries com números de observação aproximados aos das séries usadas no estudo¹⁷.

3.5 – Resultados obtidos com a estimação do modelo

O método de estimação adotado neste estudo é o das variáveis instrumentais. A decisão deveu-se a duas particularidades das séries utilizadas nas regressões. Primeiramente, as séries dos PR e do Y são na verdade substitutas (*proxies*) das variáveis que se pretendeu representar (ver item 3.1), o que aponta em direção à escolha. A segunda particularidade é que, conforme visto, a hipótese de raiz unitária foi rejeitada para a quase totalidade das séries, propiciando a utilização do método.

¹⁷ Em Figueirêdo (2002, p. 8), o valor de k_{max} foi obtido, a partir do método de Schwert (1989), que consiste na equação $k_{max} = \text{int}(12(n/100)^{1/4})$. Neste caso, o valor de k_{max} também seria igual 10.

Três modelos econométricos foram testados, compostos pelas três variáveis explicativas apresentadas (PR , Y , Y^*) e alguns termos determinísticos. As séries formadas pelos valores defasadas das *proxies* dos PR e do Y foram utilizadas como instrumentos. Como regra geral, assumiu-se que os termos de tendência linear incluídos nas regressões sofreram mudanças estruturais nas mesmas datas consideradas nos testes de raiz unitária com quebra estrutural aos quais foram submetidas as séries dos PR .

Contudo, como ao todo são possíveis 156 equações distintas (combinando os 3 modelos, as 13 séries dos PR , as duas séries do Y e as duas séries do Y^*), alguns critérios de filtragem foram adotados. Primeiramente, as séries alternativas dos PR somente foram avaliadas em um modelo quando a hipótese nula pôde ser rejeitada no teste equivalente de raiz unitária. Segundo, inicialmente, as séries $ybr1$ e $tyeua$ foram escolhidas como representantes dos Y e Y^* , respectivamente, nos três modelos. Em seguida, todas as séries dos PR , não excluídas pelo primeiro filtro, foram alternadamente avaliadas. Por fim, as séries dos PR que apresentaram os resultados mais robustos em cada modelo (como regra geral, estatística F mais significativa) foram novamente avaliadas em com as séries $ybr2$ e $tymun$ (substituindo $ybr1$ e $tyeua$, respectivamente).

Em regressões preliminares, as séries dos resíduos apresentaram, em três ocasiões (1951, 1952 e 1974), resultados substancialmente discrepantes do conjunto, sugerindo a existência de eventos circunstanciais não captados pelas variáveis explicativas do modelo. As discrepâncias observadas em 1951 e 1952 podem ser explicadas pelo extraordinário volume de importação de bens de capital – ocorrido graças ao relaxamento do sistema de concessão de licença para importar, propiciado pelo governo Vargas – e pela queda na exportação do algodão (segundo produto brasileiro da pauta de exportação da época). A discrepância de 1974 pode ser explicada pelo mega aumento do preço internacional do petróleo (quadruplicou) ocorrida no final de 1973. Para captar os efeitos desses eventos, foram incluídas variáveis *dummies* de pulso (*outline*) em todos os modelos, nessas datas.

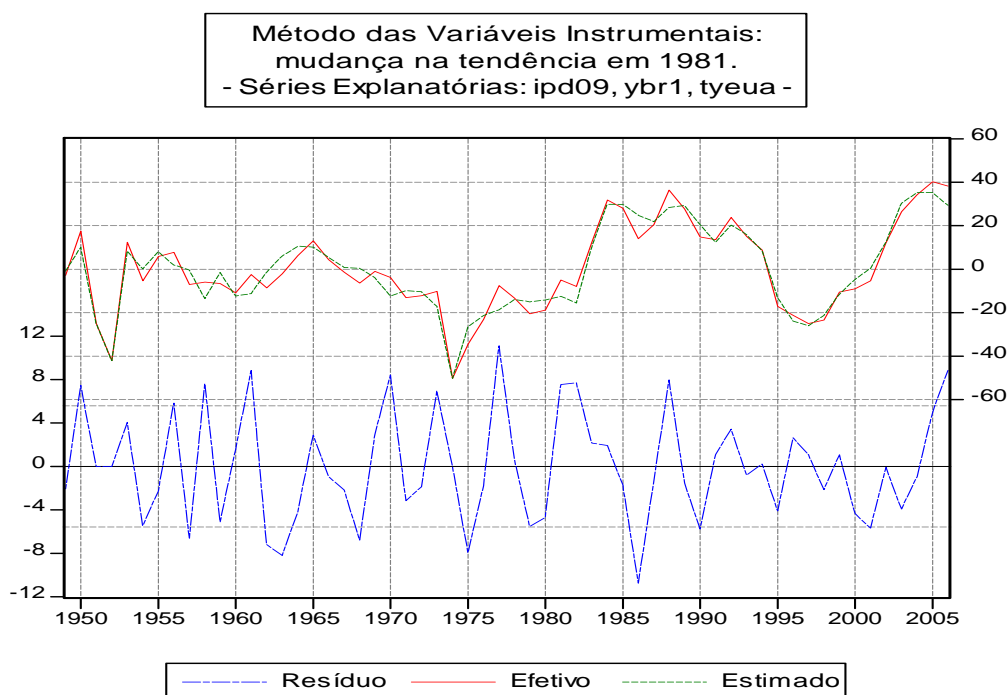
Por conseguinte, o primeiro modelo, considerando a possibilidade de se ter quebra estrutural apenas em 1981, assume a seguinte forma:

$$sbca_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 IP_t + \beta_3 Y + \beta_4 Y^* + \delta_1 D_{51} + \delta_2 D_{52} + \delta_3 D_{74} + \delta_4 D_{1t} + \delta_5 DT_{1t} + e_t$$

em que $D_{51}, D_{52}, D_{74} = 1$ se $t = 1951, 1952, 1974$, e 0 de outra forma; $D_1 = 1$ se $t > 1981$, e 0 de outra forma; e $DT_1 = t$ se $t > 1981$, e 0 de outra forma.

A **Tab. A.4** e a **Fig. A.5** apresentam os resultados das regressões. Em todas as equações as séries dos *PR* foram as mais significativas. Entre essas, as séries construídas conforme (3.2) apresentaram resultados mais robustos (estatísticas *t* e *F* mais significativas). A Equação 4, que tem *ipd09* como alternativa para os *PR*, apresentou estatística *F* mais significativa ($F = 68.951$), sugerindo que uma defasagem média de 9 meses melhor representa o espaço temporal dos efeitos dos *PR* sobre o *sbca* quando apenas uma quebra estrutural é considerada. A **Fig. 3.5** apresenta o gráfico dos resíduos da Equação 4.

Figura 3.5 – Resultado da Equação 04, Tab. A.4



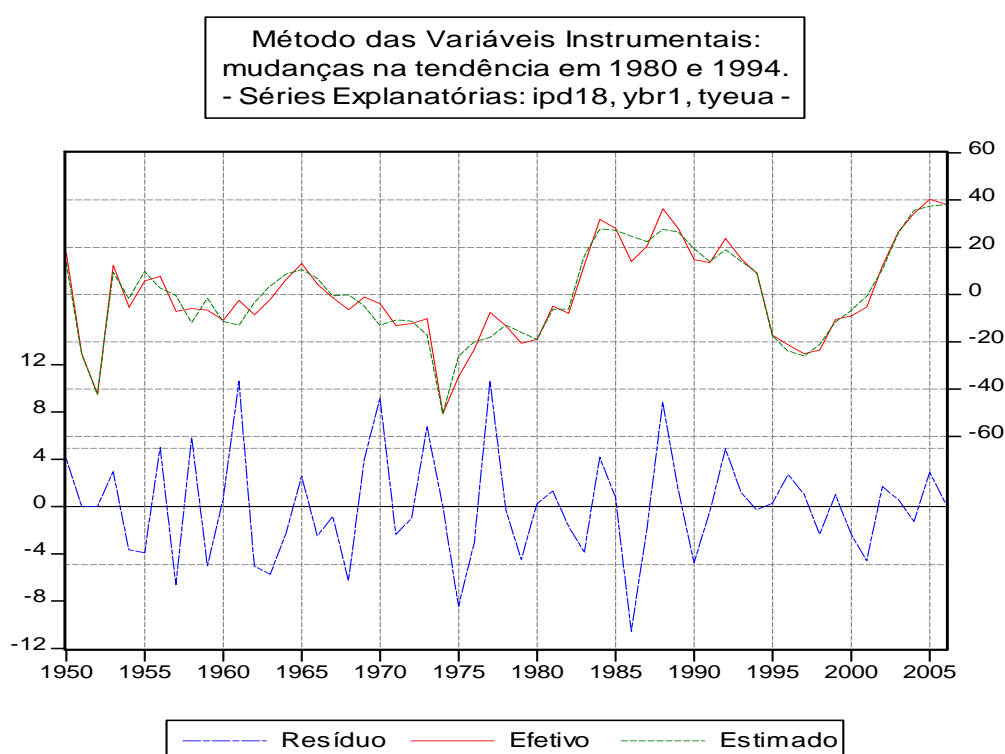
O segundo modelo, considerando a possibilidade de se ter quebra estrutural em 1980 e 1994, é representado pela equação

$$sbca_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 IP_t + \beta_3 Y + \beta_4 Y^* + \delta_1 D_{51} + \delta_2 D_{52} + \delta_3 D_{74} + \delta_4 D_{1t} + \delta_5 DT_{1t} + \delta_6 D_{2t} + \delta_7 DT_{2t} + e_t$$

em que $D_{51}, D_{52}, D_{74} = 1$ se $t = 1951, 1952, 1974$, e 0 de outra forma; $D_1, D_2 = 1$ se $t > 1980, 1994$, e 0 de outra forma; e $DT_1, DT_2 = t$ se $t > 1980, 1994$, e 0 de outra forma.

A **Tab. A.5** apresenta os resultados das regressões. Novamente, as equações das séries dos *PR* foram as mais significativas. A presença de apenas duas série não construída conforme (3.2 limita uma análise comparativa a respeito do processo de construção das séries dos *PR*. As Equação (18) e (19), que tem *ipd18* e *ipd24*, respectivamente, como alternativa para os *PR*, apresentaram estatísticas *F* mais significativas, constituindo evidências que a defasagem média entre os *PR* e os seus efeitos sobre o *sbc*a passou a ser de 18 a 24 meses quando foi incluída uma quebra na tendência em 1994. A **Fig. 3.6** mostra o gráfico dos resíduos da regressão (18).

Figura 3.6 – Resultado da regressão (18), Tab. A.5



A ilustração gráfica da Equação (18) acima mostra que houve redução na variância dos resíduos a partir de 1990, indicando que esse período é mais bem explicado pelo modelo do que o período anterior. Isso, de certa forma, depõe em favor da utilidade do modelo com instrumento de previsões de *sbc*a futuros.

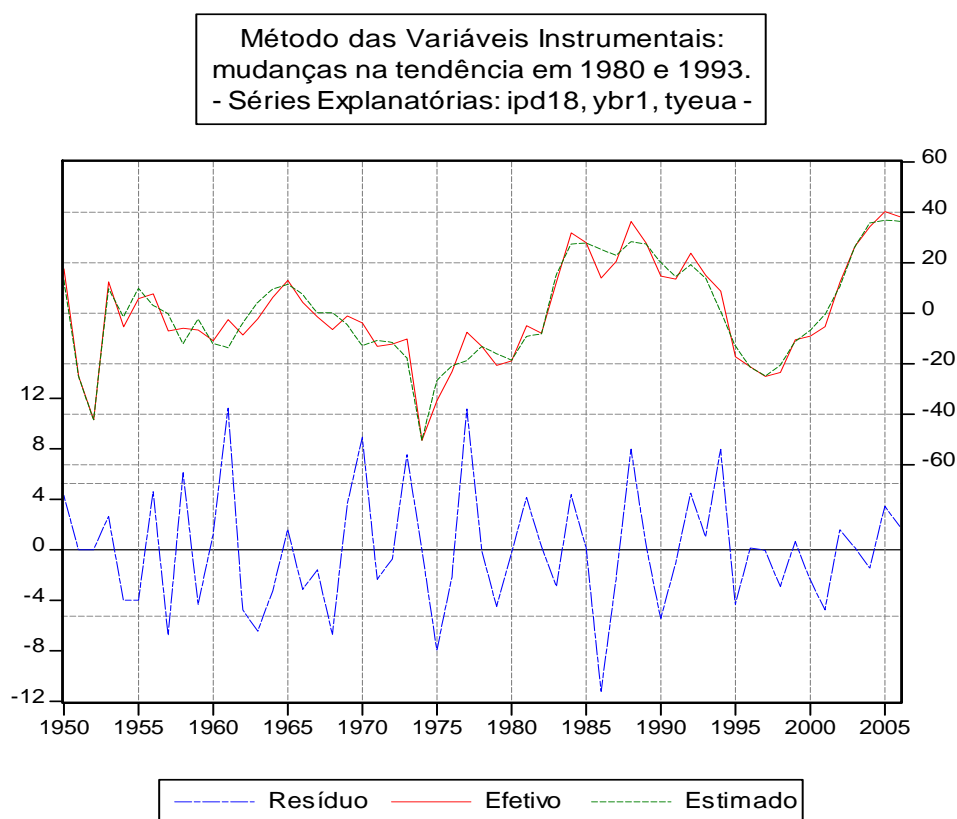
O terceiro modelo, considerando a possibilidade de se ter duas quebras estruturais com datas determinadas endogenamente (ver datas na Tab. A.3), é representado pela equação

$$sbc_{it} = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 IP_t + \beta_3 Y + \beta_4 Y^* + \delta_1 D_{51} + \delta_2 D_{52} + \delta_3 D_{74} + \delta_4 D_{1t} + \delta_5 DT_{1t} + \delta_6 D_{2t} + \delta_7 DT_{2t} + e_t$$

em que $D_{51}, D_{52}, D_{74} = 1$ se $t = 1951, 1952, 1974$, e 0 de outra forma; $D_1, D_2 = 1$ se $t > T_{B1}, T_{B2}$, e 0 de outra forma; e $DT_1, DT_2 = t$ se $t > T_{B1}, T_{B2}$, e 0 de outra forma.

A **Tab. A.6** apresenta os resultados das regressões. Novamente, as equações das séries dos *PR* foram as mais significativas. A equação (27), que tem *ipd18* como alternativa para os *PR*, apresentou estatística *F* mais significativa, voltando a sugerir que uma defasagem média de 18 meses melhor representa o espaço temporal dos efeitos dos *PR* sobre o *sbca* quando uma segunda quebra estrutural na tendência é considerada. A **Fig. 3.7** mostra o gráfico dos resíduos da regressão (27).

Figura 3.7 – Resultado da regressão (27), Tab. A.6



Para que a análise comparativa fosse feita também entre as séries dos Y e Y^* , as séries *ybr2* e *tymun* substituíram, alternadamente, as séries *ybr1* e *tyeua* nas equações (4), (17) e (22). Como pode ser visto na **Tab. A.7**, as 9 equações mostraram-se também robustas, embora seja possível perceber que as opções em que as séries *ybr1* e *tyeua* (neste caso apenas marginalmente) foram as escolhidas produziram resultados mais significativos (tomando as estatísticas *t* e *F* como referências).

Entre todas, a Equação 19 apresentou estatísticas F ($= 87,852$) e \bar{R}^2 ($=94,1$) mais significativas¹⁸. Por isso, optou-se pela sua reprodução abaixo para que se procedam algumas inferências sobre os parâmetros da equação.

$$sbca = 68.3 - 0.94T_t + 1.04ipd24_t - 1.33ybr1_t + 1.80tyeua_{t_t} - 38.87D_{51} - 46.94D_{52} - 21.15D_{74} + 0.46DT_{1t} - 184.74D_{2t} + 3.51DT_{2t} + e_t \quad (3.6)$$

Lembrando: os valores das observações do $sbca$ foram atualizados monetariamente e normalizados pelo PIB de 2006; o $ipd00_{2006} = 100$ (ou $ipd24_{2006} = 102,26$); ($ybr1 = 100$) significa ocupação plena da capacidade produtiva instalada; e $tyeua$ é a taxa de crescimento anual do PIB americano. Com base na equação (3.6), então, é possível intuir o seguinte:

- a) o parâmetro $-0,94$ da variável T sugere que houve uma tendência anual de deterioração no $sbca$ equivalente a US\$0,94 bilhão até 1980, provocada por eventos não captados pelas variáveis explicativas do modelo;
- b) o parâmetro $1,04$ da variável $ipd24$ sugere que, em média, para cada aumento de 1 ponto do índice de PR há um acréscimo de US\$1,04 bilhão no $sbca$;
- c) o parâmetro $-1,33$ da variável $ybr1$ sugere que, em média, para cada ponto percentual de ocupação da capacidade produtiva instalada resulta em uma redução de US\$1,33 bilhão no $sbca$;
- d) o parâmetro $1,80$ da variável $tyeua$ sugere que para cada ponto percentual de crescimento do PIB americano há um efeito positivo de US\$1,80 bilhão no $sbca$;
- e) os parâmetros $-38,83$, $-46,94$ e $-21,15$ sugerem os efeitos sobre os $sbca$, em bilhões de dólares, provocados pelos eventos extraordinários ocorridos, respectivamente, em 1951, 1952 e 1974; e
- f) os parâmetros $0,46$ e $3,51$ das variáveis determinísticas DT_1 e DT_2 significam que, em 1981 e em seguida em 1995, houve uma redução, seguida de reversão, na tendência de deterioração captada pela variável *dummy* T .

¹⁸ Em geral, as estatísticas F e \bar{R}^2 são redundantes, isto é, se a estatística F da equação A é mais elevada do que a estatística F da equação B, o mesmo deve ser observado relativamente ao \bar{R}^2 .

A análise dos resultados dos modelos permite, ainda, intuir mudanças estruturais no padrão de comércio internacional da economia brasileira a partir do Plano Real. Como ficou registrado no item anterior, por exemplo, houve uma forte reversão no processo de deterioração do *sbca*, decorrente de eventos que não são explicados pelas variáveis dos modelos, o que pode, contudo, representar um aumento de competitividade relativa da economia nacional. Os resultados sugerem, ainda, uma ampliação na defasagem dos efeitos dos *PR* sobre *sbca* a partir de 1994, neste caso uma inferência possível seria a ampliação nos prazos das contratações das operações internacionais, propiciada pela estabilidade monetária interna.

É pertinente registrar ainda o seguinte. Conforme já visto, busca-se com este estudo contribuir para que melhor se depreenda as relações supracircunstanciais que envolvem o comércio internacional. Contudo, faz-se aqui uma breve incursão sobre um tema, de natureza circunstancial, que recorrentemente tem sido objeto de atenção (e até de perplexidade) nas análises econômicas contemporânea do comércio exterior brasileiro. Isso porque, espera-se que os resultados aqui encontrados, de alguma forma, possam ajudar a dirimir o “fenômeno” que na conjuntura atual tem sido frequentemente denominado de “paradoxo cambial”.

A denominação decorre do fato de o saldo comercial brasileiro permanecer apresentando resultados robustos a despeito da forte apreciação da moeda nacional verificada nos últimos anos. Com efeito, algumas análises (açodadas) têm questionado se realmente os preços relativos são ainda relevantes para a determinação dos saldos comerciais ou sugerido um exuberante crescimento de produtividade da economia nacional capaz de contrapor a perda de competitividade-preço advinda do câmbio.

A luz dos resultados aqui encontrados, no entanto, não é possível rejeitar a importância dos preços relativos da determinação dos saldos comercial (seja na configuração dos índices de preços ao na forma do câmbio real). Além disso, os modelos em que duas quebras estruturais são consideradas, assim como as defasagens dos efeitos *PR*, apresentaram, no período pós-Plano Real (após a segunda quebra estrutural), resíduos substancialmente reduzidos, sem que se pudesse recorrer a uma variável representativa da produtividade nacional. Dessa forma, é possível intuir que esses modelos (na forma em que foram estruturados) são particularmente representativos do momento contemporâneo. As

Equações (17), (18), (19), (27), (28), (34), (35), (36), (37), (38), (39), de fato, mostram que os resíduos referentes aos quatro últimos anos são estatisticamente muito próximos de zero. Isto é, os saldos comerciais desses anos foram, em boa medida, explicados pelas equações. Não parece, portanto, apropriado se falar em paradoxo.

Todavia, ao se observar as equações que contêm as séries cambiais – Equações (08), (09), (10), (11), (12), (20), (21), (29) e (30) – percebe-se que os resíduos são fato substancialmente elevados nos últimos períodos da série e que esses tentem a ser maiores quando a questão da defasagem do efeito dos *PR* sobre o *sbca* não é considerada.

Observando agora os percursos das séries dos preços relativos (**Fig. A.1**), é possível notar que somente a partir de 2005 as séries compostas conforme (3.2) apresentam seus pontos de inflexão, e ainda assim a redução ocorre de forma pouco significativa. Mesmo em 2006, essas séries continuam apresentando valores em um nível elevado, contribuindo, portanto, para se explicar os saldos comerciais substanciais. Por outro lado, nas séries de câmbio real, a inflexão ocorre já a partir de 2002, e a redução de patamar se dá de forma acentuada, explicando o crescimento dos resíduos nas equações em que essas séries são tomadas como *proxies* dos *PR*.

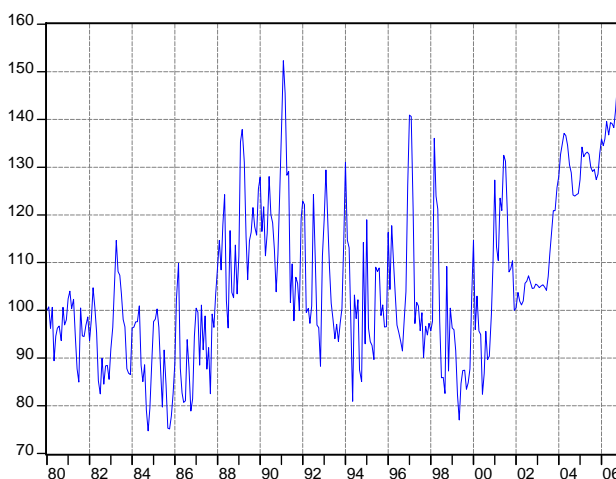
Em suma, a percepção (aparente equivocada) da existência de um paradoxo decorreria dos seguintes motivos:

- a) os preços relativos (tomados como o câmbio real) são observados isoladamente sem que concomitantemente sejam consideradas as interferências de outras variáveis na formação dos saldos comerciais (sobretudo Y e Y^*);
- b) a defasagem do efeito da mudança dos preços relativos sobre o saldo comercial não é normalmente lembrada;
- c) as séries de câmbio real são incompletas enquanto *proxy* dos preços relativos, sobretudo nesta etapa contemporânea, não obstante sejam altamente relevantes à sua formação, e conseqüentemente para os resultados comerciais.

A **Fig. 3.8** apresentada a seguir, em que a evolução do índice de preços internos dos commodities (exceto petróleo) é mostrada, pode ajudar a explicar a inferência contida no item “c” acima. Percebe-se, por exemplo, que a partir de 2002 houve uma tendência de alta

nos preços desses bens, o que fomentou a produção e exportação desses produtos, contribuindo conseqüentemente para o crescimento da balança comercial brasileira. Esse efeito muito provavelmente foi captado pelo IPA_{BR} e, por conseguinte, pelas séries dos PR elaboradas conforme (3.2), permitindo que o efeito redutor da apreciação cambial sobre o IPA_{BR} fosse de certa forma compensado pelo crescimento dos preços dos commodities. Contudo, esse efeito não pôde ser captado pelas séries de câmbio real compostas pelo IPC ou, o que é ainda pior, foram captadas em sentido contrário pelas séries de câmbio real compostas pelo IPA. Da mesma maneira, as mudanças tributárias relativas ao comércio exterior seriam captadas pelos preços relativos, quando representados pelos índices de preços, mas não na forma de câmbio real.

Figura 3.8 – Índice de preços internos dos commodities (exceto petróleo)



Vale lembrar, todavia, que este estudo aborda o saldo comercial na sua forma agregada, o que impossibilita que se avalie os efeitos negativos da apreciação cambial sobre a competitividade-preço dos setores da economia local que não foram de alguma forma beneficiados com o aumento de preço e demanda dos commodities, e que assim não puderam mitigar o efeito cambial.

3.6 – Considerações finais sobre o capítulo

Este capítulo estimou os determinantes do saldo da balança comercial ampliada (*sbca*) brasileira utilizando o método das variáveis instrumentais (VI). Três modelos econométricos foram testados. Cada modelo foi composto por um diferente conjunto de

termos determinantes e três variáveis explicativas (PR , Y , Y^*). Para cada variável explicativa, diversas séries foram, alternadamente, testadas.

A preocupação em minimizar a ocorrência de relações inconsistentes fez com que parcela substancial do capítulo fosse dedicada à estimação do real processo de geração dos dados das séries. De fato, essa era uma questão essencial ao estudo, pois se as séries não pudessem ser tomadas como estacionárias, o método das VI seria impróprio, o que determinaria a adoção de outra metodologia de estimação.

Em geral, os resultados apresentados mostraram-se robustos, constituindo evidência de que o *sbca* é, em boa medida, explicado pelas variáveis PR , Y , Y^* . Com relação à significância individual das variáveis, é possível inferir que as séries compostas apenas por índices de preços, equação (3.2), foram mais significativas do que as tradicionais séries de câmbio real como variáveis *proxies* dos PR . Também com relação aos PR , houve fortes evidências da existência de defasagem dos seus efeitos sobre os *sbca*. Parece ter ocorrido, ainda, extensão dessas defasagens a partir do Plano Real, posto as *proxies* que incorporavam defasagens mais longas se mostraram mais significativas nos modelos em que se considerou mudança estrutural também em 1994. As séries dos Y_{INT} e Y_{EXT} , igualmente, mostraram-se significativas. Foi possível perceber, contudo, que as séries *ybr1* e *tyeua* (neste caso apenas marginalmente) foram mais significativas do que as alternativas *ybr2* e *tymun* quando tomadas representantes, respectivamente, de Y_{INT} e Y_{EXT} .

CAPÍTULO 4 – O SBCA brasileiro: uma avaliação econométrica utilizando a abordagem dos vetores auto-regressivos (VAR).

4.1 Introdução

Em linhas gerais, as relações causais que envolvem o SBCA, na forma abordada no Capítulo 1, podem ser assim condensadas: um choque nos preços relativos modifica as vantagens relativas do país (e dos seus parceiros comerciais) e, por conseguinte, o seu resultado de comércio internacional. Em seguida, a mudança comercial altera o seu nível de atividade econômica e seus preços relativos, estabelecendo novamente um outro ambiente para as trocas internacionais. Nesse contexto, então, as variáveis estariam inter-relacionadas na forma de causalidades recíprocas. A variável que é causa em um momento, no seguinte, torna-se efeito.

No campo estatístico, a metodologia dos vetores auto-regressivos (VAR), popularizada a partir do influente trabalho de Sims (1980), possibilita que cada variável econômica seja tratada como endógena, quando não se é inequívoca a sua exogeneidade. Nesse caso, as variáveis são tomadas uma a uma e representadas por equações nas quais cada variável é explicada pelas outras nos seus valores correntes e defasados e pelos seus próprios valores defasados. Há, portanto, uma forte identidade entre essa metodologia e a teoria econômica estudada no que se refere à relação entre as variáveis. Ou seja, o arcabouço econométrico VAR parece ser um instrumento econométrico mais apropriado para se aferir se de fato a teoria ricardiana (na forma aqui compreendida) encontra corroboração empírica. Com esse objetivo, quatro variáveis podem ser identificadas a partir da teoria estudada, a saber:

- a) o saldo da balança comercial de bens e serviços (não-fatores); agregação que aqui se denominou de saldo da balança comercial ampliada (*SBCA*) e que é o objeto central deste estudo;
- b) os preços relativos (*PR*), tomados como a relação entre os preços dos bens comerciais e não-comerciais das duas economias envolvidas, a doméstica e a estrangeira (resto do mundo);

- c) a atividade econômica interna (Y), fortemente influenciada pela geração de sobrelucro e, por atração, pelo movimento de capital; e
- d) a atividade econômica externa (Y^*), variável que *a priori* pode ser tomada como exógena, assumindo que a economia brasileira seja pequena *vis-à-vis* o resto do mundo.

Com isso, o sistema seria representado pelas três funções esquemáticas seguinte:

$$SBCA = SBCA(SBCA_{t-1}, \dots, SBCA_{t-n}, PR_t, \dots, PR_{t-n}, Y_t, \dots, Y_{t-n}, Y_t^*, \dots, Y_{t-n}^*) \quad (4.1)$$

$$PR = PR(PR_{t-1}, \dots, PR_{t-n}, SBCA_t, \dots, SBCA_{t-n}, Y_t, \dots, Y_{t-n}, Y_t^*, \dots, Y_{t-n}^*) \quad (4.2)$$

$$Y = Y(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-n}, SBCA_t, \dots, SBCA_{t-n}, Y_t^*, \dots, Y_{t-n}^*) \quad (4.3)$$

Em síntese, as três funções condensariam o enfoque ricardiano sobre o comércio exterior, restando, em seguida, verificar empiricamente as relações. Como será visto na seqüência, todavia, a solução do sistema acima exige a imposição de algumas restrições. Neste caso, as observações têm periodicidades trimestrais e abrangem os anos de 1980 a 2005.

4.2 O método dos vetores auto-regressivos (VAR)

O princípio básico do método de estimação por VAR consiste em tratar as variáveis simetricamente, sem atribuir, inicialmente, qualquer hierarquização de tratamento referente ao grau de endogeneidade das séries. Tomando-se um sistema de três equações composto pelas variáveis x_t , y_t e z_t , a variável x_t seria afetada pelos valores presentes e passados de y e z e pelos seus próprios valores passados; y_t seria afetada por seus valores passados e por z e x , também em seus valores presentes e passados; e, da mesma forma, z_t , por x e y . Em suma, um sistema com três variáveis endógenas e com apenas uma defasagem pode ser representado como segue:

$$x_t = b_{10} - b_{12}y_t - b_{13}z_t + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}y_{t-1} + \gamma_{13}z_{t-1} + \varepsilon_{x_t} \quad (4.4a)$$

$$y_t = b_{20} - b_{21}x_t - b_{23}z_t + \gamma_{21}x_{t-1} + \gamma_{22}y_{t-1} + \gamma_{23}z_{t-1} + \varepsilon_{y_t} \quad (4.4b)$$

$$z_t = b_{30} - b_{31}x_t - b_{32}y_t + \gamma_{31}x_{t-1} + \gamma_{32}y_{t-1} + \gamma_{33}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (4.4c)$$

A solução do sistema requer, no entanto, algumas premissas básicas: (a) as séries x_t , y_t e z_t precisam ser estacionárias¹; (b) ε_{xt} , ε_{yt} e ε_{zt} são distúrbios ruídos-brancos² com desvios-padrão σ_x , σ_y e σ_z , respectivamente e não são correlacionados entre si (Enders, 1995, p. 294).

O sistema de equações na forma (4.4) é chamado de vetor auto-regressivo de primeira ordem (por conter apenas uma defasagem) em sua forma estrutural ou primitiva. Os parâmetros dessas equações, no entanto, não podem ser diretamente estimadas. O motivo é que se b_{12} , b_{13} , b_{21} , b_{23} , b_{31} , b_{32} são diferentes de zero, então ε_{yt} e ε_{zt} afetam indireta e contemporaneamente x_t ; da mesma forma, y_t é afetado por ε_{xt} e ε_{zt} ; e z_t , por ε_{xt} e ε_{yt} . Portanto, os distúrbios ε_{xt} , ε_{yt} e ε_{zt} estariam, dois a dois, correlacionados aos regressores x_t , y_t e z_t .

Nesse caso, a solução do problema envolve duas etapas: primeiramente estima-se o VAR em sua forma padrão (ou reduzida); e posteriormente o VAR estrutural (SVAR) é obtido a partir do VAR padrão, por meio da imposição de algumas restrições, conforme exposto a seguir.

Recorrendo à álgebra matricial, o sistema estrutural (4.4) pode ser re-parametrizado em um VAR padrão da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & 1 & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

ou na forma compacta

¹ Esse não é um ponto pacífico da metodologia VAR. O próprio Sims (1980), por exemplo, posiciona-se contrário à diferenciação, sob o argumento de que esse procedimento pode levar a se perder importantes informações no que se refere aos co-movimentos das séries em nível.

² Uma seqüência de distúrbios aleatórios, independentes e identicamente distribuídos (iid), com valor esperado zero e variância $\sigma^2 - e_t \sim iid(0, \sigma^2)$.

$$Bw_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 w_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

em que

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & 1 & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{bmatrix}, \quad w_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \end{bmatrix}, \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Multiplicando, então, (4.5) por B^{-1} , obtém-se:

$$w_t = A_0 + A_1 w_{t-1} + e_t \quad (4.6)$$

em que $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$, e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$

As equações (4.4) podem agora ser escritas como:

$$x_t = a_{10} + a_{11}x_{t-1} + a_{12}y_{t-1} + a_{13}z_{t-1} + e_{xt} \quad (4.7a)$$

$$y_t = a_{20} + a_{21}x_{t-1} + a_{22}y_{t-1} + a_{23}z_{t-1} + e_{yt} \quad (4.7b)$$

$$z_t = a_{30} + a_{31}x_{t-1} + a_{32}y_{t-1} + a_{33}z_{t-1} + e_{zt} \quad (4.7c)$$

Com isso, as variáveis explicativas das equações são todas pré-determinadas, e individualmente os resíduos são serialmente não-correlacionados e com variâncias constantes. Por conseguinte, as equações (4.7) podem ser estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO).

4.2.1 Estabilidade e estacionariedade

Em uma equação auto-regressiva de primeira ordem $v_t = a_0 + a_1 v_{t-1} + \varepsilon_t$, a condição de estabilidade é que a_1 seja menor que a unidade em valor absoluto. No modelo VAR, de modo análogo, a condição de estabilidade é verificada a partir da análise da matriz A_1 na equação (4.6). Nesse sentido, é possível reescrever (4.6), usando uma interação recursiva, e obter:

$$w_t = A_0 + A_1(A_0 + A_1 w_{t-2} + e_{t-1}) + e_t$$

$$w_t = (I + A_1)A_0 + A_1^2 w_{t-2} + A_1 e_{t-1} + e_t$$

em que I é uma matriz identidade 3 x 3.

Após n interações,

$$w_t = (I + A_1 + \dots + A_1^n)A_0 + \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-1} + A_1^{n+1} w_{t-n-1}$$

A condição de convergência, então, requer que a A_1^n desapareça quando n se aproxime do infinito. Em um VAR com duas variáveis endógenas e uma defasagem – na forma apresentada por Enders (1995) – a estabilidade do sistema requer que as inversas das raízes de $(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - (a_{12}a_{21}L^2)$ estejam fora do círculo unitário. Para um VAR de primeira ordem e três variáveis – na forma de (4.5) –, o seguinte determinante deve ser igual a zero:

$$\begin{vmatrix} (a_{11} - \lambda) & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & (a_{22} - \lambda) & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & (a_{33} - \lambda) \end{vmatrix} = 0$$

Nesse caso, a condição necessária e suficiente de estabilidade é que todas as raízes características (λ_n) estejam dentro do círculo unitário. No geral, para um VAR de ordem i e n variáveis, a condição de estabilidade requer que as $i.n$ raízes do sistema estejam no interior do círculo unitário.

4.2.2 Identificação do VAR estrutural (SVAR)

A metodologia VAR pode ser muito útil para examinar as relações entre um grupo de variáveis econômicas sem que para isso as variáveis endógenas tenham que ser previamente estabelecidas, na forma requerida no sistema tradicional de equações. O VAR em sua forma padrão é particularmente apropriado quando a proposta é se fazer previsões econômicas, posto que as variáveis explanatórias são conhecidas no presente. Há, contudo,

uma significativa diferença quando o objetivo é recorrer à metodologia VAR como instrumento de análise econômica. Nesse caso, as inovações devem representar mudanças autônomas nas variáveis endógenas, propiciando que a função impulso-resposta e a decomposição da variância do resíduo descrevam, o mais verossimilmente possível, os efeitos de uma inovação pura, na forma representada por ε_{xt} , ε_{yt} e ε_{zt} .

A próxima questão a ser resolvida, então, consiste em identificar os parâmetros do SVAR, quando são conhecidos os parâmetros do VAR padrão (4.7). Especificamente, o objetivo é encontrar os elementos da matriz primitiva B (4.5) e as variâncias das inovações ε_{xt} , ε_{yt} e ε_{zt} , ortogonais entre si, a partir dos valores estimados em (4.7).

Em um sistema de n variáveis, são n^2 os valores desconhecidos³. Há, entretanto, apenas $(n^2 + n)/2$ parâmetros conhecidos e independentes obtidos na matriz de variância-covariância dos resíduos (Σ). Portanto, a identificação exata de um SVAR, a partir de um VAR padrão, exige que $n^2 - [(n^2 + n)/2] = (n^2 - n)/2$ restrições sejam impostas.

Uma alternativa à imposição de restrições consiste na conhecida decomposição de Cholesky. Nesse caso, todos os elementos acima da diagonal principal da matriz B devem ser iguais a zero, o que para um VAR com três variáveis significa $b_{12} = b_{13} = b_{23} = 0$. Disso resulta que a disposição das equações no sistema poderá alterar sobremaneira o resultado do SVAR, não devendo, portanto, ser estabelecida arbitrariamente (Hamilton, 1994). Importa, nesse momento, que a teoria econômica ampare a opção adotada, apontando a hierarquização das variáveis segundo seus graus de endogeneidade, de forma que primeiramente apareça a equação da variável menos endógena, e por último a da mais endógena.

A matriz de variâncias e covariâncias de inovações do SVAR, na forma abaixo, é o ponto de partida para a compreensão do processo de identificação.

$$\Sigma_{\varepsilon} = (1/T) \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon_t' \quad (4.8)$$

³ B possui $n^2 - n$ elementos (lembrando que os elementos da diagonal principal são iguais à unidade), e são n os valores $\text{var}(\varepsilon_{it})$.

Como $\varepsilon_t = Be_t$ – equação (4.6) – e lembrando que $(Be_t)' = e_t' B'$, a equação (4.8) pode ser escrita como:

$$\Sigma_\varepsilon = (1/T) \sum_{t=1}^T (Be_t)(e_t' B')$$

E assim,

$$\Sigma_\varepsilon = B \Sigma B' \quad (4.9)$$

em que Σ e Σ_ε são respectivamente as matrizes de variância-covariância dos resíduos do VAR padrão e do SVAR.

Para um SVAR de três variáveis, conforme (4.4), a equação (4.9) pode ser assim descompactada:

$$\begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_1) & 0 & 0 \\ 0 & \text{var}(\varepsilon_2) & 0 \\ 0 & 0 & \text{var}(\varepsilon_3) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{var}(e_1) & \text{cov}(e_1 e_2) & \text{cov}(e_1 e_3) \\ \text{cov}(e_2 e_1) & \text{var}(e_2) & \text{cov}(e_2 e_3) \\ \text{cov}(e_3 e_1) & \text{cov}(e_3 e_2) & \text{var}(e_3) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & b_{21} & b_{31} \\ 0 & 1 & b_{32} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Com isso, o SVAR seria exatamente identificado.

Há ainda outras formas alternativas de se identificar um SVAR como por exemplo, a decomposição de Blanchard e Quah (1989), empregada originalmente para decompor o PIB entre seus componentes temporários e permanentes. Pesaran e Shin (1998) propuseram uma função de impulso-resposta alternativa, em que a disposição das equações não interfere no resultado do VAR. Basicamente, a metodologia consiste na aplicação de um fator de Cholesky específico para cada variável do sistema VAR (Caiado, 2002, p. 4). Contudo, acredita-se que a metodologia de Cholesky atenda suficientemente aos propósitos deste estudo, o que permite que neste ponto se conclua a questão da identificação.

4.2.3 A função impulso-resposta

Com as restrições efetivadas e a matriz B conhecida, o sistema (4.4) passaria, então, a assumir a seguinte forma:

$$x_t = b_{10} + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}y_{t-1} + \gamma_{13}z_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (4.10a)$$

$$y_t = b_{20} - b_{21}x_t + \gamma_{21}x_{t-1} + \gamma_{22}y_{t-1} + \gamma_{23}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (4.10b)$$

$$z_t = b_{30} - b_{31}x_t - b_{32}y_t + \gamma_{31}x_{t-1} + \gamma_{32}y_{t-1} + \gamma_{33}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (4.10c)$$

A função impulso-resposta consiste justamente no registro dos efeitos que uma inovação pura (ε_{xt} , ε_{yt} ou ε_{zt}) provoca em cada uma das variáveis (x , y e z) ao longo de p períodos à frente. Uma inovação ε_{xt} afeta, ainda no período t , diretamente x – conforme (4.10a) – e indiretamente y e z – conforme (4.10b) e (4.10c), respectivamente. Nesse caso, o efeito sobre x_t é igual à inovação ε_{xt} ; y_t sofre indiretamente o efeito em decorrência da mudança em x_t ; e z_t é afetado em consequência das alterações em x_t e y_t . No outro extremo, uma inovação ε_{zt} , no período t , produz apenas o efeito direto sobre z . As variáveis x e y somente serão afetadas por ε_{zt} em $t+1$. Dessa forma, por intermédio de interações sucessivas, os efeitos de uma inovação inicial (em t) podem ser obtidos para p períodos à frente, descrevendo dinamicamente os resultados de uma inovação sobre as variáveis do sistema.

4.2.4 A decomposição da variância

Em linhas gerais, o papel da decomposição da variância na análise de um SVAR é inferir sobre a importância relativa de cada inovação para as variáveis do sistema. Mais especificamente, a decomposição da variância do erro de previsão indica a influência que cada inovação exerce no percurso de uma seqüência. Nesse sentido, por exemplo, se a variância do erro de previsão de z_t não pode ser explicada por ε_{xt} , nem por ε_{yt} , em todo o horizonte à frente, então a variável z_t pode ser tomada como exógena. Em circunstância oposta, se ε_{xt} e ε_{yt} explicam toda a variância do erro de previsão de z_t , também em todo o horizonte de tempo, então z_t seria inteiramente endógena. Na prática, o comum é que essa variância, no curto prazo, seja quase que totalmente explicada pelo seu próprio erro. Em um prazo mais longo, todavia, uma inovação pouco explicaria sua própria variância (Enders, p. 312).

A análise de impulso-resposta e a decomposição da variância são, portanto, importantes instrumentos para se examinar as relações entre as variáveis. E assim como na função impulso-resposta, o emprego da decomposição da variância requer que os resíduos representem inovações puras (ε_{xt} , ε_{yt} e ε_{zt}). Consequentemente, o resultado da decomposição da variância também dependerá da disposição das equações no sistema, no momento em que a decomposição de Cholesky for aplicada para a consecução do SVAR.

4.3 Séries utilizadas no modelo VAR

Ao todo, dez séries, abrangendo observações trimestrais de 1980(1) a 2005(4), foram avaliadas, alternativamente, na estimação. A série *sbca* em última instância compreende a variável a ser explicada. As outras nove séries estão reunidas em três grupos de acordo com as variáveis que representam. No primeiro grupo, três séries (*ip1*, *tcre* e *tcr*) constituem alternativamente (e excludentes entre si) os preços relativos (*PR*); no segundo grupo, três séries (*uci*, *pib1* e *pib2*) representam o nível interno de atividade (Y_{INT}); o terceiro grupo é também formado por três séries (*pie*, *pibe* e *impm*), representando *proxies* do nível externo de atividade (Y_{EXT}). Além disso, algumas séries foram tomadas na forma de taxa de evolução. Na seqüência, procede-se preliminarmente a apresentação/análise dessas séries, assim como a descrição dos procedimentos de suas composições.

4.3.1 – Série do saldo da balança comercial ampliada (*sbca*)

Inicialmente, a série do *SBCA* foi obtida somando as rubricas “Balança comercial (FOB)” e “Serviços” (serviços não-fatores), exclusive a rubrica “*Royalties* e licenças”⁴, do Balanço de pagamentos brasileiro, divulgado pelo BCB⁵ em dólares americanos (US\$). Como a série abrange um período longo (1980-2005), o *SBCA* foi corrigido concomitantemente por dois índices, passando a série resultante a ser grafada *sbca*. Na primeira correção, de natureza monetária, os valores foram “deflacionados” para o quarto trimestre de 2005

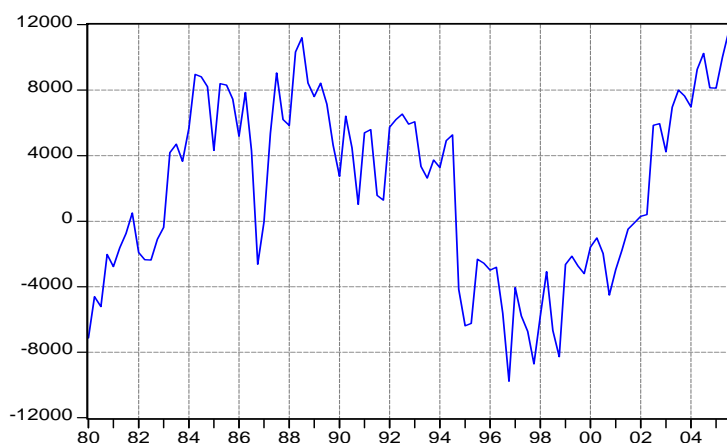
⁴ A exclusão se deve ao entendimento de que essa conta é na verdade a remuneração de capital intelectual, e, portanto, o mais apropriado seria a sua inclusão na rubrica “Rendas”, ao menos no contexto deste trabalho.

⁵ Banco Central do Brasil, site: www.bcb.com.br.

(última observação da série), pelo equivalente americano do índice de preços do atacado⁶. A escolha do índice se deve à estreita relação entre os preços dos bens no atacado e os preços dos chamados bens *tradables* (bens transacionáveis internacionalmente)⁷. A segunda correção se deu pelo índice de evolução do PIB real brasileiro, tendo o mesmo período como base.

Com isso, além de se ter valores de períodos distintos comparáveis entre si, objetivou-se evitar prováveis problemas de heteroscedasticidade nas séries dos resíduos. Posto que a série original (*SBCA*) é o resultado da diferença de duas séries (exportações e importações) que apresentam padrão geométrico de progressão. De outra forma, o seu comportamento não poderia ser corretamente explicado por variáveis que não tenham a mesma natureza evolutiva, ainda que componentes (lineares) de tendência fossem incorporados ao modelo⁸. A **Fig. 4.1** mostra a série *sbca*. Uma análise visual sugere a existência de pelo menos uma quebra estrutural no meio da década de 1990 e a existência de uma acentuada depressão em 1986. Na seqüência do trabalho, será verificado se de fato essas percepções preliminares podem ser estatisticamente confirmadas.

Figura 4.1 – Série *SBCA* normalizado pelo PIB brasileiro e pelo PPI americano (*sbca*)



⁶ *Producer Price Index (PPI)* - Series Id: WPUSOP3000, U.S. Bureau of Labor Statistics.

⁷ A classificação dos bens que compõem a balança comercial ampliada como *tradables* é tautológica.

⁸ A opção mais comum de se tomar o logaritmo da série não se aplica a esse caso, já que a série apresenta observações de valor negativo.

4.3.2 – Séries dos Preços Relativos (PR)

O princípio adotado na elaboração das séries representativas dos PR busca refletir, conforme anteriormente ressaltado, a relação entre os preços dos bens comerciáveis e não-comerciáveis (*tradables* e *non-tradables*).

$$PR = \frac{P_T/P_{NT}}{P_T^*/P_{NT}^*} \text{ ou } \frac{P_T/P_T^*}{P_{NT}/P_{NT}^*} \quad (4.11)$$

em que P_T e P_{NT} são, respectivamente, os preços dos *tradables* e *non-tradables*, e P_T^* e P_{NT}^* , os preços dos seus equivalentes internacionais. Essa concepção parece já ter sido aqui suficientemente discutida (Capítulo 1) e justificada (Capítulo 3). Por isso, limitar-se-á, em seguida, à exposição do processo de formação das três *proxies* ($ip1$, $tcre1$ e tcr).

a) A série $ip1$

A composição do $ip1$ é uma relação entre os índices de preços domésticos do atacado (IPA_{BR}) e ao consumidor (IPC_{BR}) e seus equivalentes no resto do mundo (IPA_{MUN} e IPC_{MUN}). A idéia é que cada IPA seja a *proxy* do hipotético índice de preços dos bens *tradables* nas suas respectivas economias, enquanto os IPC s representem os bens *non-tradables*. Em suma, tomando (4.11), PR assume a seguinte forma:

$$PR(ip1) = \frac{IPA_{BR}/IPC_{BR}}{IPA_{MUN}/IPC_{MUN}} \text{ ou } \frac{IPA_{BR}/IPA_{MUN}}{IPC_{BR}/IPC_{MUN}} \quad (4.12)$$

Para as séries IPA_{BR} , utilizou-se o Índice de Preços por Atacado da FGV (IPA-DI - Total - Média Geral - série nº 161570); para IPC_{BR} , o Índice de Preços ao Consumidor para o Rio de Janeiro da FGV (IPC-RJ - Média Geral - série nº 161759). As séries IPA_{MUN} e IPC_{MUN} foram elaboradas a partir das séries equivalentes de 18 países⁹ da OCDE (94% do PIB da

⁹ Países: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Coreia, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Itália, Japão, México, Noruega, Países Baixos, Reino Unido e Suécia. A indisponibilidade de séries de IPA e IPC de outros países, contemplando todo o período estudado, acabou sendo o elemento limitador para que se tivesse um rol de países mais extenso, e, com isso, uma série final mais representativa do “resto do mundo”, conforme se pretendeu. Nesse sentido, lamenta-se, sobretudo, a ausência das séries de países como China, Índia e Rússia, eminentes componentes do comércio internacional atual.

OCDE), ponderando os índices pelos PIBs dos países a preços constantes (2004). Por fim, os valores encontrados foram normalizados: $2005(4) = 100$.

b) A série *tcre*

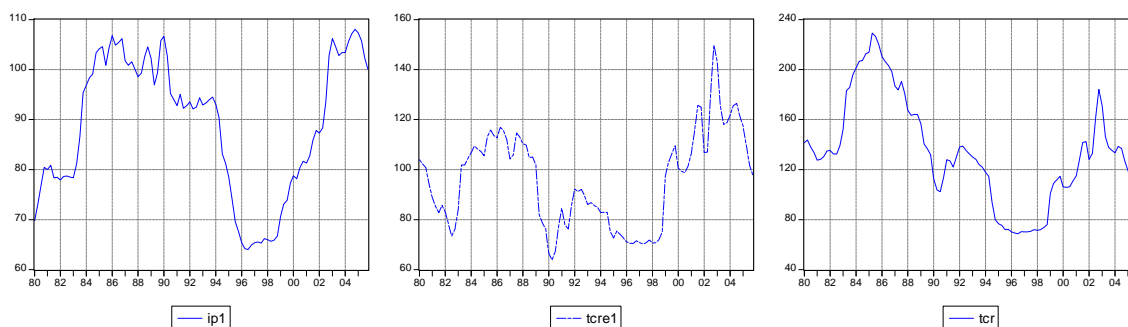
A série da *tcre* (taxa de câmbio real efetiva) foi utilizada na forma diretamente disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, www.ipeadat.gov.br). A metodologia adotada consistiu em dividir a taxa de câmbio nominal pelo INPC do IBGE (média 2000 = 100) e multiplicá-la “pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil”.

c) A série *tcr*

A série *tcr* representa a taxa de câmbio real em sua forma mais usual. A série foi elaborada multiplicando-se a taxa de câmbio nominal para o dólar americano (R\$/US\$) pelo equivalente americano do índice de preços ao consumidor e dividindo-se o resultado pelo IPC brasileiro. As fontes originais foram as seguintes: IPEA para a taxa de câmbio nominal; Fundação Getúlio Vargas (FGV), para o IPC brasileiro; e *U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics*, para o “IPC americano”¹⁰. A série reflete, portanto, a competitividade-preço brasileira relativamente à economia americana.

Nas três *proxies*, como as séries apresentavam observações mensais, os valores trimestrais foram inicialmente obtidos encontrando a média geométrica dos três índices dos meses do trimestre.

Figura 4.2 – Séries representativas dos preços relativos (PR)



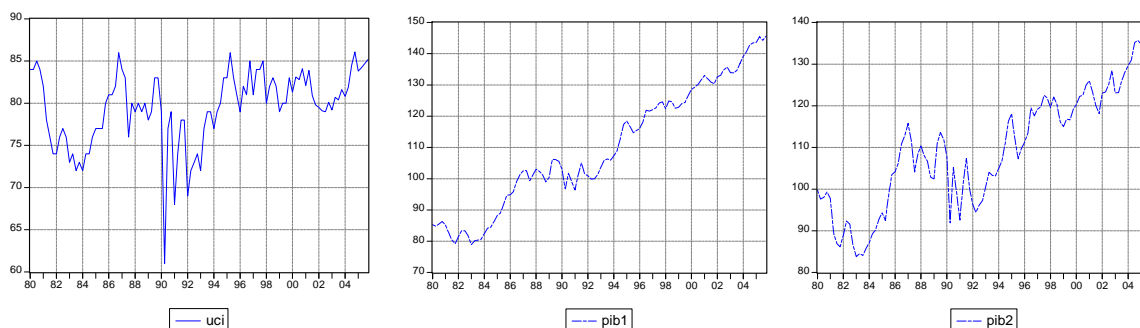
¹⁰ Consumer Price Index (CPI).

A **Fig. 4.2** apresenta as três séries representativas dos preços relativos. É possível notar que as séries descrevem caminhos bastante distintos, ainda que se percebam tendências semelhantes em determinados períodos, a exemplo da forma de vale observada a partir da implantação do Plano Real até a mudança de regime cambial ocorrida no início de 1999.

4.3.3 – Séries do nível interno de atividade (Y)

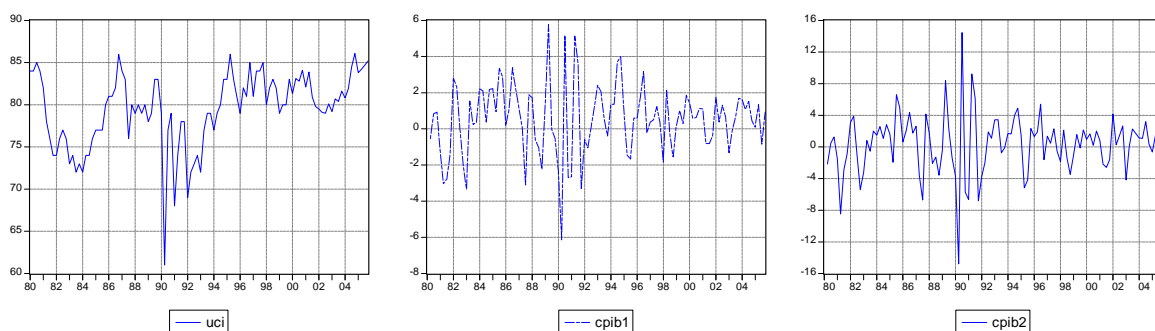
Foram três as séries avaliadas como *proxies* do Y : uci , $pib1$ e $pib2$. a) A uci é a taxa (%) de utilização da capacidade instalada da indústria brasileira. A série foi calculada pela FGV/Conjuntura Econômica e obtida em www.ipeadata.gov.br. b) A série $pib1$ é o produto interno bruto brasileiro a preços de mercado: índice encadeado e com ajuste sazonal (média 1990 = 100). A fonte primária foi o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). c) A série $pib2$ representa o PIB do setor industrial brasileiro – índice encadeado com ajuste sazonal (média 1990=100), também disponibilizado pelo IBGE.

Figura 4.3 – Séries representativas do nível interno de atividade (Y)



As três séries representativas de Y podem ser observadas na **Fig. 4.3**. É possível perceber uma tendência comum às duas últimas séries ($pib1$ e $pib2$), diferentemente da série uci , que apresenta um padrão substancialmente dessemelhante das outras. Esse fato se deve, sobretudo, ao processo de formação das séries. A primeira série é a relação entre duas variáveis (produto observado e produto potencial), enquanto as duas últimas expressam índices acumulativos, que, portanto, tendem a crescer com o tempo. Por isso, as duas últimas séries foram também avaliadas em suas taxas de evolução (ou crescimento), denominadas $cpib1$ e $cpib2$, na forma apresentada na **Fig. 4.4**.

Figura 4.4 – Séries representativas da evolução do nível interno de atividade



A **Fig. 4.4** apresenta, então, as séries *cpib1* e *cpib2*, assim como, novamente, a série *uci*, para a melhor percepção visual do conjunto. Dessa forma, é possível observar alguns pontos comuns às séries. Primeiramente, percebe-se a significativa redução da variância das séries a partir da segunda metade da década de 1990 (momento que se segue ao Plano Real). Por outro lado, a variância é maior ao longo do intervalo das sucessivas e malogradas tentativas de estabilização monetária inaugurada pelo Plano Cruzado. Pode-se ainda notar que nas três séries o período imediatamente após a implantação do Plano Collor, 1990(2), aparece como a depressão mais acentuada.

4.3.4 – Séries do nível externo de atividade (Y^*)

As séries *pibe*, *pie* e *impm* são *proxies* do nível externo de atividade (Y^*). *pibe* é a série do produto interno bruto dos países industrializados (18 principais países da OCDE); *pie* é a série da produção industrial dos países industrializados; e *impm* é a série das importações mundiais. Para as três séries, a fonte primária foi o Fundo Monetário Internacional – *International Financial Statistics, International Monetary Fund (IFS/IMF)* <http://imfstatistics.org/imf>.

As três séries estão representadas na **Fig. 4.5**. Assim como nas duas últimas séries mostradas na **Fig. 4.3**, e pelas mesmas razões, as séries *pibe*, *pie* e *impm* apresentam componentes de tendência. Nas duas primeiras séries, contudo, essa tendência parece apresentar-se na forma linear, enquanto um comportamento geométrico mais apropriadamente a descreveria na última série, indicando que ao longo do período abordado houve um crescimento do comércio mundial superior ao crescimento do produto.

Percebe-se, ainda, um forte componente sazonal na *pie*, sugerindo que a sazonalidade na indústria é maior do que em outros setores.

Figura 4.5 – Séries representativas do nível externo de atividade (Y^*)

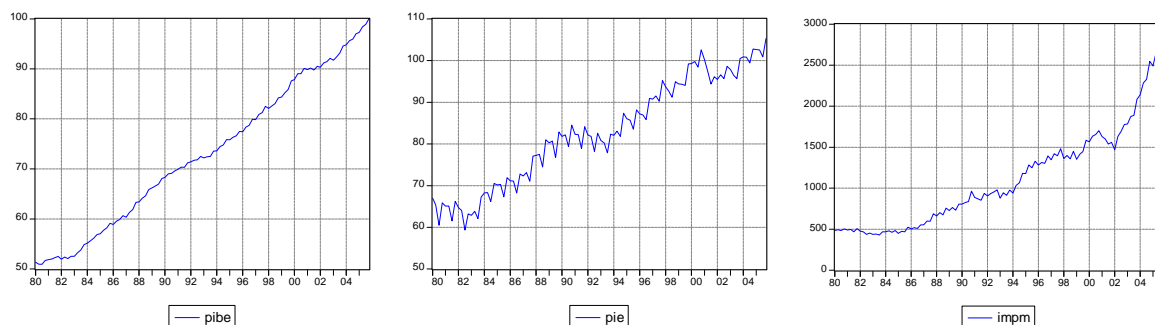
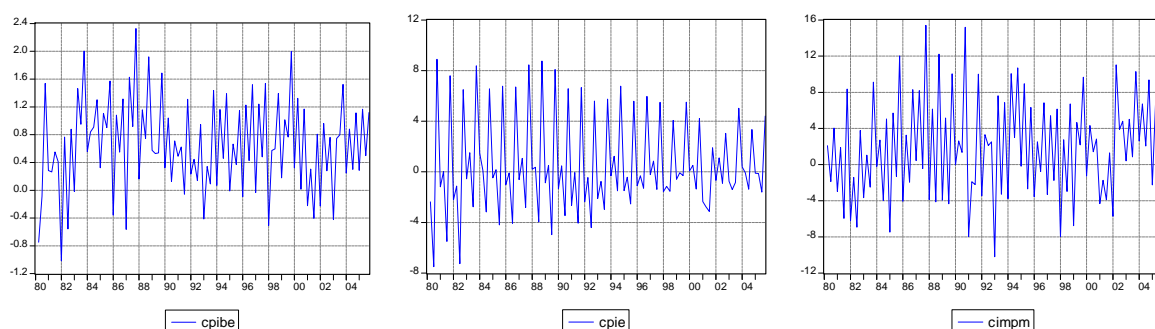


Figura 4.6 – Séries representativas da evolução do nível externo de atividade (Y^*)



A **Fig. 4.6** mostra as evoluções das séries *cpibe*, *cpie* e *cimpm*. A série *cpie* parece apresentar um padrão heteroscedástico, com a redução da variância ao longo do tempo. A existência de auto-correlação serial (delineado por um percurso senoidal) parece ser a característica mais notória nas duas outras séries, *cpibe* e *cimpm*.

4.4 Testes de raiz unitária aplicados às séries

A questão da necessidade de se ter ou não séries estacionárias em um modelo VAR é tema controverso na literatura econométrica. Sims (1980) e Doan (1992), por exemplo, se posicionam adversos à diferenciação das séries utilizadas na modelagem VAR, ainda que essas apresentem indicativos de presença de raiz unitária. Eles argumentam que o objetivo da análise VAR é determinar as inter-relações entre as variáveis, não os parâmetros

estimados. Dessa forma, a diferenciação poderia descartar importantes informações referentes à correlação entre as variáveis (Enders, p. 301). Além disso, de acordo com Hendry e Krolzig (2001), que se respaldaram nos estudos de Sims, Stock e Watson (1990), a autocorrelação dos resíduos, proveniente do uso de séries não-estacionárias na estimação, tenderia a ser mitigada com a presença dos termos defasados das variáveis, procedimento intrínseco à modelagem VAR. Nesse contexto, então, a depreensão de que uma série apresenta raiz unitária não constitui, por si só, impedimento à sua inclusão (mesmo em nível) na estimação por VAR. Por conseguinte, a aplicação de testes de raiz unitária às séries empregadas neste capítulo perde o caráter peremptório do capítulo anterior, muito embora permaneça relevante à própria modelagem, já que a obtenção de um sistema VAR estável tende a ser dificultada mediante a presença de séries não-estacionárias. Com esse propósito, então, procedeu-se à análise univariada das séries.

Os testes foram inicialmente realizados nas primeiras diferenças das séries, procedimento já adotado no capítulo anterior. A justificativa é que o teste realizado com a série em nível pode resultar em falsa rejeição da hipótese H_0 (presença de raiz unitária) se a série tem mais de uma raiz unitária. Nesse caso também, houve fortes evidências em favor da rejeição da hipótese nula (testes DFA e PP) para todas as séries analisadas em primeira diferença. A hipótese da presença de duas raízes unitárias foi, portanto, rejeitada para a totalidade das séries.

Em seguida, os testes DFA, PP e KPSS foram aplicados nas séries em nível e, em alguns casos, em suas taxas de evolução. Os resultados estão apresentados na **Tab. A.8**. Rejeitou-se, em caráter definitivo, a hipótese de raiz unitária para as séries em que as três metodologias de teste apontavam nesse sentido ao nível de significância de 5%. Com efeito, a hipótese nula foi rejeitada para as séries *uci*, *cpib1*, *cpib2*, *pie*, *cpibe*, *cpie* e *cimpm*. Em geral, os testes apresentaram resultados divergentes entre si em relação às séries dos *PR*, exceto para a série *tcr*, em que as três metodologias sugerem a presença de raiz unitária.

Contudo, a análise visual das séries remanescentes sugere a existência de quebra estrutural nas suas tendências (**Figuras 4.1** e **4.2**). Com isso, essas séries foram submetidas a um novo teste de raiz unitária: o teste LM de Lee e Strazicich (2002), no qual a existência de raiz unitária na presença de quebra estrutural é considerada na avaliação. Para isso,

recorreu-se à rotina computacional concebida e disponibilizada pelos autores (ambientada para o programa Gauss). A escolha do modelo apropriado à série (A ou C), assim como as datas de quebra estrutural e o número de termos defasados (k), foram encontrados pela rotina, de acordo com os critérios estatisticamente definidos no artigo e compilados aqui em 2.3.2.2.

As séries $pib1$, $pib2$, $pibe$, pie e imp foram submetidas ao teste na forma logarítmica, tendo em vista a natureza dos seus processos de geração de dados. As séries transformadas passaram, então, a serem denominadas $lpib1$, $lpib2$, $lpibe$, $lpie$ e $limp$, respectivamente. A **Tab. A.9** apresenta os resultados encontrados nos testes. Ao nível de 5%, somente se pôde rejeitar H_0 para as séries $lpib2$ e $lpibe$, quando os valores críticos referenciais são para testes endógenos (Lee e Strazicich, 2002, p.20). Todavia, quando se tem como referência os valores para testes exógenos (p. 19), é possível rejeitar H_0 , mesmo ao nível de 1%, para todas as séries (exceto para $ip1$, em que H_0 somente é rejeitada ao nível de 5%).

Por conseguinte, concluiu-se que não é possível assegurar que todas as séries sejam estacionárias. A estratégia doravante adotada, então, consistiu em minimizar os riscos de não se ter um sistema VAR estável, sem, contudo, permitir o desvio do referencial teórico. Nesse sentido, as séries $pib1$, $pib2$, $pibe$, pie e imp foram avaliadas nas suas taxas de evolução (crescimento), conforme apresentadas nas **Figuras 4.4 e 4.3**. Foram mantidas, todavia, em nível a série $sbca$ e as séries dos preços relativos ($ip1$, $tcre$ e tcr), ainda que pare sobre essas a incerteza da estacionariedade. Contribuíram para essa resolução a forte correlação entre essas variáveis por diversas oportunidades indicada em trabalhos anteriores e o entendimento de que o nível dos preços relativos (e não sua diferença) constitui elemento determinante do saldo comercial, conforme abordado no capítulo teórico.

4.5 Resultados obtidos com a estimação do modelo VAR

Após os testes de raiz unitária, dez séries foram avaliadas no modelo VAR ($sbca$, $ip1$, $tcre$, tcr , uci , $cpib1$, $cpib2$, $cpie$, $cpibe$ e $cimp$). Além disso, diversas combinações de variáveis determinísticas (*dummies*) foram também analisadas. A descrição aqui de todas as combinações testadas seria não só inviável (por exaustão) como desaconselhável

(por divagação). Pode-se, contudo, dizer que o resultado final, a seguir apresentado, é o fruto de quatro princípios básicos, apresentados a seguir com benefício de ordem: a) a consistência dos resultados (configurada na estabilidade do sistema); b) a observância do marco teórico; c) a significância dos resultados; d) a parcimônia (por exemplo, as *dummies* foram definidas, sobretudo, com a finalidade de estabilizar o sistema).

4.5.1 A estimação do modelo VAR básico

Conforme anteriormente anunciado, são três as variáveis endógenas que compõem os vetores auto-regressivos: saldo da balança comercial brasileira de bens e serviços não-fatores (*SBCA*), preços relativos (*PR*) e nível interno de atividade econômica (*Y*). Para tanto, as séries escolhidas foram, respectivamente: *sbca*, *ip1* e *uci*. Além disso, o modelo envolveu uma variável propriamente exógena (crescimento econômico do resto do mundo) em três períodos – *cpibe(-1)*, *cpibe(-2)* e *cpibe(-3)* –; uma variável de controle (tomada como exógena) em quatro períodos – *cpib1*, *cpib1(-1)*, *cpib1(-2)* e *cpib1(-3)* –; e dezesseis variáveis determinísticas: o intercepto (*c*), oito *dummies* de pulso – nas datas de 1986(4), 1990(2), 1990(3), 1991(1), 1992(1), 1994(4), 1995(2), 1999(1) –, quatro *dummies* de mudança estrutural na tendência determinística (no nível e na inclinação) nas datas 1993(4) e 2002(1), e três *dummies* de sazonalidade, face a trimestralidade das observações¹¹.

A variável de controle – série *cpib*, ou seja, a taxa de crescimento do PIB brasileiro – tem a função de complementar as informações referentes ao nível interno de atividade econômica, precedência conferida à série *uci* (utilização da capacidade instalada da indústria brasileira)¹².

¹¹ Outra alternativa seria a utilização de séries sazonalmente ajustadas, o que tornariam dispensáveis as *dummies* sazonais. Patterson (2000, p. 272) desaconselha, contudo, essa prática argumentando que “*Monte Carlo simulations suggest that the power of standard unit root tests, applied to seasonally adjusted data, is reduced in finite samples, so that the null of nonstationarity is not rejected often enough*”. Além disso, assim como na diferenciação, importantes informações referentes às correlações entre as séries poderiam ser perdidas com o ajuste. Pelo mesmo motivo, Sims (1980) também não recomenda o expurgo das tendências das séries (Enders, p. 301).

¹² Uma versão contemplando a inversão nos papéis das séries (*cpib* e *uci*) foi também avaliada, contudo, os resultados obtidos apresentaram significâncias substancialmente inferiores e um sistema menos estável.

As *dummies* de pulso foram definidas a partir de observações das séries dos resíduos das estimações iniciais, não obstante as datas estabelecidas sejam corroboradas por aspectos relevantes da história econômica, conforme pontuado a seguir.

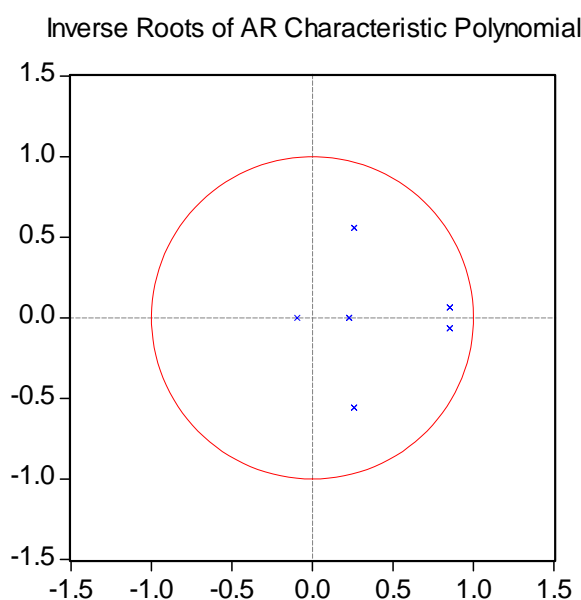
- a) Quarto trimestre de 1986: a combinação de câmbio sobrevalorizado e atividade econômica interna superaquecida (apogeu do Plano Cruzado) produziram um ambiente perfeito para o elevado déficit comercial então verificado.
- b) Segundo e terceiro trimestres de 1990 e segundo trimestre de 1991: as *dummies* foram utilizadas como o intuito de absorver as fortes oscilações observadas na série *uci*, provenientes dos Planos Collor I e II.
- c) Primeiro trimestre de 1992: a instabilidade política do Governo Collor potencializou uma nova crise econômica, compreendida também na forte redução da utilização da capacidade industrial instalada (*uci*).
- d) Quarto trimestre de 1994: o crescimento do poder de compra da população e a valorização do real produziram a rápida deterioração do *sbc*.
- e) Segundo trimestre de 1995: reflexo da primeira crise internacional do período pós-Real (México).
- f) Primeiro trimestre de 1999: mudança do regime cambial (de sistema de bandas cambiais para flutuação “suja”), incorrendo em desvalorização cambial.

As datas de mudança na tendência – 1993(4) e 2002(1) – foram obtidas no teste endógeno LM (duas datas de quebra estrutural) para a série *ip1*. Também nesse caso a associação com os acontecimentos históricos é elementar. A primeira data – último trimestre de 1993 – é condizente com a implantação do Plano Real. A segunda data – primeiro trimestre de 2002 – compreende a consolidação do processo de desvalorização cambial iniciada em 1999, com a mudança do regime cambial.

O modelo VAR básico está apresentado na **Tab. A.10**. O pacote computacional utilizado foi o *E-views* 5.0. Em geral, as regressões apresentaram resultados robustos (\bar{R}^2 superior a 90%) e as variáveis tomadas com exógenas mostraram-se significativas. O número de termos defasados (dois) foi definido tomando como referência o critério de Schwarz (SC).

A **Tab. A.11** apresenta os resultados desse teste e de outros quatro, disponíveis no aplicativo. Três testes¹³ apontavam para três termos de defasagem, enquanto o *Akaike information criterion* (AIC) indicava para oito defasagens. A opção pelo SC deveu-se, inicialmente, aos princípios da parcimônia e da habitualidade. A escolha foi, contudo, posteriormente ratificada, tendo em vista que as outras opções, em geral, apresentavam sistemas menos estáveis. A **Tab. A.12** exibe a avaliação de estabilidade do sistema. As seis raízes características encontram-se dispostas dentro do círculo unitário, atendendo a condição de estabilidade.

Figura 4.7 – Avaliação da condição de estabilidade: raízes características



A **Fig. 4.7** mostra graficamente os resultados. É pertinente notar que duas das seis raízes apresentam módulos iguais e próximos da unidade (0.855763), indicando que para pelo menos uma equação do sistema o efeito de um choque somente deverá se dissipar após sucessivos períodos. Na seqüência, essa percepção inicial foi confirmada.

¹³ Sequential modified LR test statistic (LR), Final prediction error (FPE) e Hannan-Quinn information criterion (HQ).

4.5.2 A identificação modelo VAR estrutural

Definido, então, o VAR básico e confirmada a condição de estabilidade do sistema, a tarefa seguinte consistiu na identificação do VAR estrutural (ou primitivo). Para tanto, conforme já abordado, a decomposição de Cholesky foi a metodologia adotada. Nesse caso, a variável Y (representada pela série uci) foi assumida como a menos endógena, enquanto o saldo comercial ($sbca$) foi tomado como a mais endógena. Ou seja, uci_t não é afetada por $ip1_t$, nem por $sbca_t$; $ip1_t$ é afetada por uci_t , mas não por $sbca_t$; e $sbca_t$ é afetada por uci_t e por $ip1_t$.

A **Tab. A.13** apresenta os resultados da identificação. A matrizes B – equação (4.5) – e a matriz de variância-covariância Σ_ε aparecem, respectivamente, como A e B. Compilando os resultados, tem-se:

$$B = \begin{bmatrix} 1.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ -0.009659 & 1.000000 & 0.000000 \\ 502.1706 & -169.3872 & 1.000000 \end{bmatrix}$$

(-0.071609)
(4.980054) (-2.265949)

$$\Sigma_\varepsilon = \begin{bmatrix} 1.291977 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 1.742731 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.000000 & 1302.750 \end{bmatrix}$$

A observação da matriz B permite inferir que uci_t e $ip1_t$ de fato afetam $sbca_t$, ou seja, b_{31} e b_{32} são estatisticamente diferentes de zero. Contudo, não foi possível negar a hipótese de que b_{21} é igual a zero, ou seja, uci_t não afeta $ip1_t$. Com isso, testou-se a hipótese de $ip1_t$ afetar uci_t , alterando a ordem das duas primeiras equações do vetor. Nesse caso, $ip1$ torna-se a variável menos endógena. A **Tab. A.14** mostra essa alternativa. Novamente, a hipótese de que b_{21} é igual a zero não pôde ser rejeitada. É possível, então, depreender que $ip1_t$ também não afeta uci_t , o que equivale a dizer que o ordenamento dessas duas variáveis é irrelevante para a identificação do VAR estrutural. Ressalte-se, todavia, que nas duas

versões os parâmetros b_{31} e b_{32} apresentaram-se significativamente diferentes de zero, indicando que o *sbca* é de fato a variável mais endógena do sistema.

4.5.3 Análise dos resultados a partir da função impulso-resposta e da decomposição da variância

A **Fig. 4.8** mostra graficamente os efeitos de cada choque sobre as variáveis endógenas. Os mesmos resultados estão numericamente dispostos na **Tab. A.15**. Em uma análise conjunta dos nove gráficos, é possível notar que, em geral, os efeitos produzidos pelos choques mostraram-se persistente, muito embora tendam a se dissipar ao longo do tempo. Essa tendência à dissipação corrobora a condição de estabilidade inferida anteriormente. A persistência dos efeitos dos choques já era esperada visto que os módulos de duas das raízes características apresentaram valores próximos da unidade.

Também conjuntamente, percebe-se que as respostas aos impulsos apresentaram-se conforme previsto, exclusive a resposta de *ip1* ao *sbca* ($sbca \rightarrow ip1$). Nesse caso, a expectativa seria que um acréscimo no *sbca* (representado pelo choque) provocasse um crescimento do nível interno de atividade (representado por *uci*) – como de fato se verificou – e, por conseguinte, os preços dos bens *non-tradables* se elevassem relativamente aos bens *tradables*, consistindo exatamente na redução de *ip1*. Apesar da consistência teórica dessa relação de causalidade (indireta), o efeito direto do *sbca* sobre o *ip1*, no entanto, não foi até aqui objeto de inferência. Assim, então, é feito a seguir.

Em um regime de câmbio flutuante, um crescimento do saldo comercial de fato produz um aumento de oferta de divisas internacionais, o que tende a provocar a valorização da moeda local e, conseqüentemente, a redução de *ip1*. Contudo, ao longo do período que este estudo abrange (1980-2005), somente a partir de 1999 o regime cambial funcionou, em espaço de tempo notável, próximo ao flutuante. Uma explicação plausível para a não observância da expectativa poderia, então, advir da ação direta do Banco Central, que por diversos momentos intercedeu no mercado de câmbio objetivando ora a obtenção de saldos comerciais expressivos – e absolutamente indispensáveis ao momento, conforme predominou ao longo da década de 1980 – ora alcançar a estabilidade monetária (a exemplo do Plano Real). Daí a inobservância da relação de causalidade ($sbca \rightarrow ip1$), que

somente é coerente se transcorrida em um ambiente cambial predominantemente liberal. A não constatação dessa expectativa, todavia, não parece denotar risco sistêmico, no sentido de ameaçar a consistência estatística do conjunto ou de objetar o marco teórico assumido, tendo em vista que a série *sbca* explica pouco mais do que 5% da composição de *ip1*, conforme indicado pela decomposição da variância do erro de *ip1* (Fig. 4.9 e Tab. A.15).

Figura 4.8 – Função impulso-resposta (ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$)

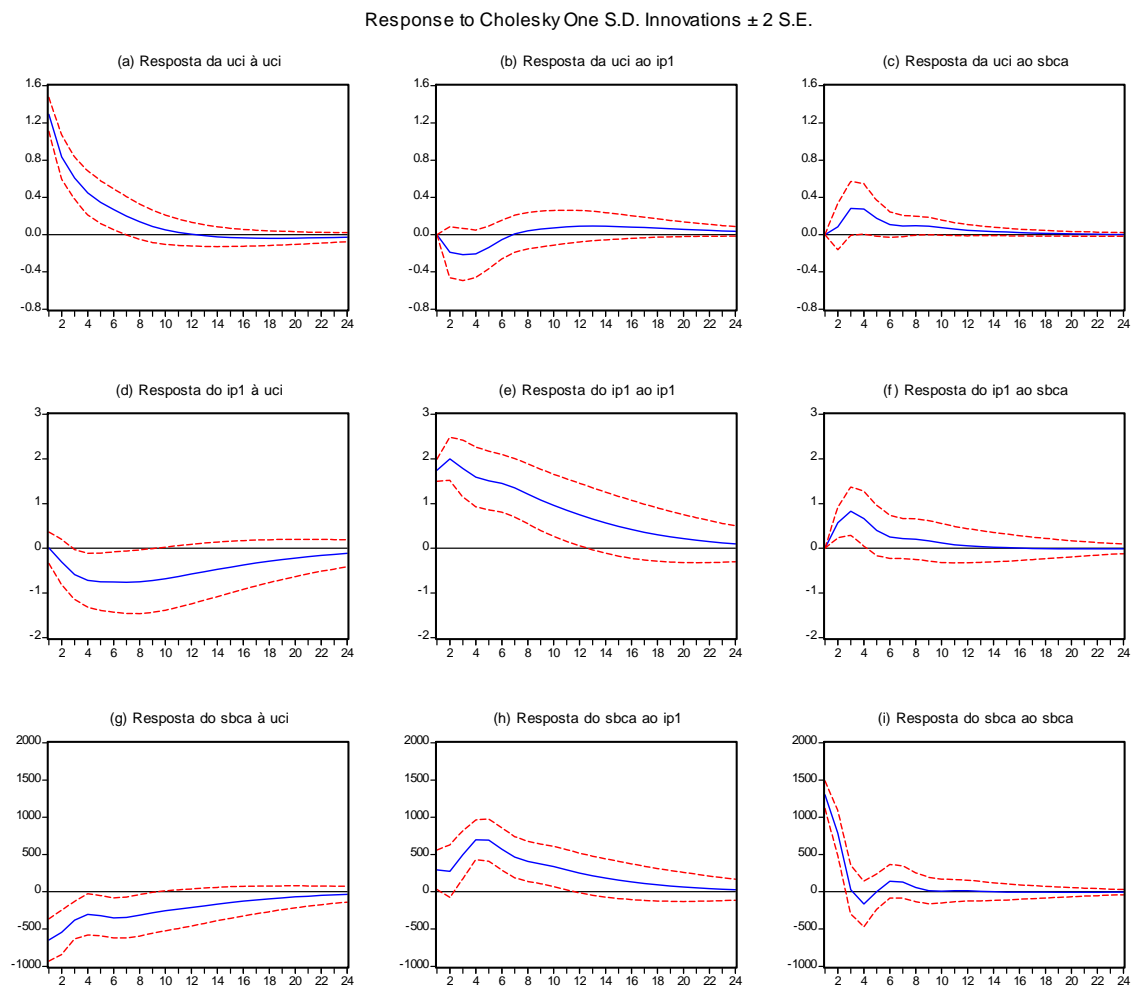
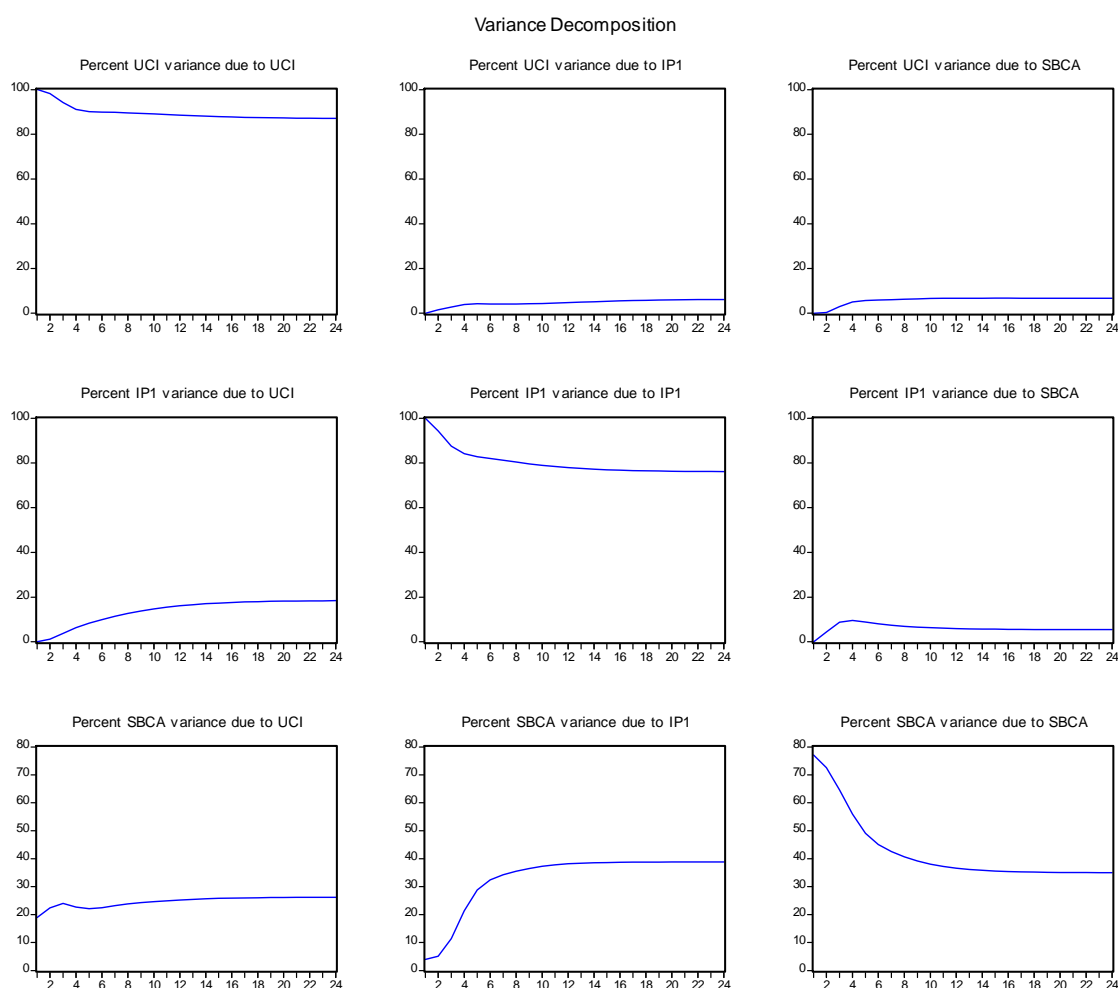


Figura 4.9 – Decomposição da variância (ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$)



Nos outros casos, as respostas aos impulsos parecem ser perfeitamente compreensíveis a partir do arcabouço teórico adotado e, subsidiariamente, do senso econômico comum, conforme descrito a seguir.

a) Resposta da uci à uci

A **Fig. 4.8(a)** mostra que um choque em uci suscita efeitos auto-recursivos e positivos (conquanto marginalmente decrescentes) na variável, que converge a zero próximo ao décimo primeiro período. O comportamento auto-recursivo pode ser visto como o resultado de um processo de realimentação de demanda, na forma de efeito multiplicador. Esse efeito, no entanto, tenderia a ser mitigado na medida em que o crescimento de

demanda é também indutor do investimento e, conseqüentemente, do aumento da capacidade instalada.

b) Resposta da *uci* ao *ip1*

Um resultado sinuoso é observado na **Fig. 4.8(b)**. Inicialmente, o impulso de *ip1* tem um efeito negativo sobre *uci*. Essa relação é posteriormente invertida, fazendo com que *uci* experimente um pequeno crescimento, que só lentamente é dissipado. Uma inferência possível seria a seguinte: um aumento de *ip1* tem um efeito inicialmente negativo sobre a renda doméstica, reduzindo a utilização da capacidade instalada. Em um segundo momento, entretanto, o aumento de *ip1* favoreceria também o crescimento do *sbca*, suscitando uma maior utilização da capacidade industrial. A **Fig. 4.9(b)** explicita, todavia, que *ip1* pouco explica *uci*, o que reduz a importância dessa relação para o sistema.

c) Resposta da *uci* ao *sbca*

Neste caso, **Fig. 4.8(c)**, a resposta ao impulso está em consonância com a teoria estudada e com o senso comum. Um incremento no *sbca*, de fato, irá exigir um aumento da quantidade ofertada, que é refletida no crescimento de *uci*.

d) Resposta do *ip1* à *uci*

Também aqui o resultado econométrico ratificou a teoria. Um aumento da *uci* (*proxy* de *Y*), **Fig. 4.8(d)**, contribui para a redução do preço relativo (representado por *ip1*), conforme fora analisado no capítulo teórico.

e) Resposta do *ip1* ao *ip1*

A existência de um forte componente inercial é a característica mais forte da resposta de *ip1* à sua própria inovação. A **Fig. 4.8(e)** mostra que mesmo após o vigésimo período o efeito do choque não foi dissipado por completo.

f) Resposta do *sbca* à *uci*

A **Fig. 4.8(g)** apresenta o efeito de um choque da *uci* sobre o *sbca* de acordo com o esperado. Um crescimento de *uci* tende a inibir a oferta de exportações e a aumentar a demanda por importações, reduzindo, conseqüentemente, o *sbca*. Também nesse caso é

possível notar a persistência do efeito, que somente após vinte e dois períodos parece desaparecer.

g) Resposta do *sbca* ao *ip1*

Seguramente esta é a relação de causalidade mais relevante para este estudo. E assim como no capítulo anterior e em outros estudos congêneres, os resultados novamente indicam que a variável PR (*ip1*) é de fato relevante para a formação do *sbca*. Além disso, o efeito do choque tende a perdurar por vários períodos. A **Fig. 4.8(h)** revela ainda que o efeito máximo somente é atingido entre o quarto e quinto período, para em seguida iniciar um processo suave de arrefecimento. Uma outra característica notável no percurso descrito pelo *sbca* diz respeito ao breve momento de recuo da magnitude do efeito, observado imediatamente após o choque. A **Tab. A.14** mostra que houve uma redução na resposta ao impulso, do período 1 para o período 2 (de 295,196 para 275,041), seguida por novos aumentos até o quinto período. O efeito se assemelha ao fenômeno que ficou conhecido na literatura econômica como “*Curva J*”, já aqui abordado. Relembrando, o percurso do ajustamento da balança comercial no tempo, a partir de uma desvalorização cambial, delinearía uma curva que remeteria a letra “*J*”. Neste caso, a explicação seria a baixa elasticidade-preço das demandas doméstica e externa no período imediatamente consecutivo à desvalorização.

h) Resposta do *sbca* ao *sbca*

Por fim, a resposta do *sbca* à sua própria inovação encontra-se na **Fig. 4.8(i)**. Neste caso, a baixa persistência do efeito, *vis-à-vis* as outras séries, parece ser a característica mais evidente do percurso, denotando o baixo componente inercial da variável.

Cabe ainda nesta seção um último registro. A observação da decomposição da variância (**Fig. 4.9** e **Tab. A.16**) permite depreender que as séries *uci* e *ip1* (sobretudo a primeira) apresentam características que as assemelham às variáveis exógenas. A série *uci*, por exemplo, ao longo dos 24 períodos observados é quase que exclusivamente auto-explicada. A série *sbca*, ao contrário, exhibe na sua composição uma forte influência das outras variáveis, tomadas como endógenas.

4.6 – Considerações finais sobre o capítulo

Neste capítulo, buscou-se estimar os determinantes do saldo da balança comercial ampliada (*sbca*) brasileira mediante o emprego da metodologia dos vetores autorregressivos (VAR) e a sustentação teórica do arcabouço ricardiano sobre o comércio exterior. A idéia inicial era justamente que havia uma forte identidade entre a metodologia e a teoria, tendo em vista que na percepção ricardiana as variáveis aparecem na forma de causalidades recíprocas, e que na modelagem VAR as variáveis podem ser simultaneamente tomadas como explanadas e explanatórias.

Para tanto, inicialmente, três variáveis foram identificadas como endógenas: *SBCA* (variável central do estudo), *PR* (variável síntese da relação dos preços dos bens comerciáveis e não-comerciáveis na economia local e na economia do resto do mundo) e *Y* (nível interno de atividade econômica). A compreensão que a economia brasileira é pequena relativamente ao resto do mundo permitiu que a variável nível externo de atividade econômica (Y^*) fosse adicionada ao modelo, definida, *a priori*, como exógena.

Dez séries foram avaliadas no modelo VAR e previamente submetidas a testes de raiz unitária. A hipótese H_0 (presença de raiz unitária) não pôde ser rejeitada para as séries *PR* (*ip1*, *tcre* e *tce*) e para a série *sbca*, mesmo quando a hipótese de existência de mudança estrutural (duas) nas suas tendências foi considerada. Ainda assim, as séries foram avaliadas na modelagem VAR sem que fossem diferenciadas, conforme recomenda, entre outros, Sims (1980). Felizmente, a confirmação estatística da estabilidade do sistema VAR estimado corroborou o procedimento assumido.

No processo de modelagem, as séries escolhidas como *proxies* das variáveis endógenas foram *sbca* (SBCA), *ip1* (PR) e *uci* (Y). Além da série *pibe* – escolhida *proxy* de Y^* – foram também tomadas como variáveis exógenas as séries *cpib1* (variável de controle) e algumas variáveis *dummies*, objetivando conformar as observações discrepantes, as quebras estruturais e a sazonalidade das séries. Os resultados obtidos sugerem que as relações entre as variáveis são estáveis e consistentes. Além disso, as respostas aos impulsos mostraram-se significativamente duradouras.

Em geral, as percepções teóricas desenvolvidas no primeiro capítulos encontraram aqui respaldo empírico. Ou seja, o modelo VAR estimado sugere que as impressões ricardianas

sobre o comércio exterior (depois de realizadas as conformações teorias necessárias) são ainda hoje válidas, ao menos para a economia brasileira. Nesse sentido, houve fortes indícios que os preços relativos de fato explicam os saldos comerciais. Além disso, as *proxies* que refletiam a relação de preços entre os bens comerciáveis e não-comerciáveis, na forma apresentada pela teoria, mostraram-se mais representativas dos *PR* do que as tradicionais representações da taxa de cambio real efetivo. Também as séries representativas dos níveis interno e externo de atividade econômica mostraram-se substancialmente significantes para explicar o *sbc*.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Buscou-se com esta tese contribuir para que melhor se depreenda a lógica evolucionária da balança comercial brasileira de bens e serviços não-fatores (SBCA), tendo em vista a importância desse agregado na compleição das restrições externas ao desenvolvimento nacional. A literatura em geral apresenta o resultado comercial de uma economia como uma função de alguma medida de competitividade em preços (preços relativos) e dos níveis interno e externo de atividade econômica. Procurou-se, então, verificar a validade dessas relações, estimando os determinantes do saldo da balança comercial brasileira de bens e serviços não-fatores (SBCA), a partir das impressões de David Ricardo, sobre o comércio exterior, contidas em seus "Princípios" (1821).

Para tanto, o estudo foi dividido em quatro capítulos. No primeiro capítulo, além da teoria ricardiana, recorreu-se à teoria da renda espacial, na forma abordada por Lemos (1988), com o intuito de realizar a transposição teórica da renda agrária de Ricardo, ambientada no século XVIII, para a atmosfera contemporânea e urbana de Lemos (1988). No capítulo dois, além de uma breve revisão da literatura empírica que aborda a balança comercial brasileira, discutiu-se o problema da presença de raiz unitária nas séries, questão basilar à definição da metodologia econométrica adotada. O capítulo três apresentou uma estimativa dos determinantes do SBCA brasileiro, utilizando o método das variáveis instrumentais e abrangendo observações anuais do período de 1947 a 2003. No capítulo quatro, um outro estudo econométrico envolvendo o SBCA brasileiro foi apresentado, na forma da metodologia dos Vetores Auto-regressivos (VAR). Neste caso, as observações eram trimestrais e abrangiam o período de 1980(1) a 2005(4).

Nos dois estudos, foram encontradas fortes evidências em favor da existência das relações avaliadas. Além disso, os efeitos transmitidos nessas relações parecem perdurar por períodos significativamente longos. Também nos dois casos, as séries representativas dos preços relativos apresentaram-se como o principal determinante do saldo comercial. Entre essas, as séries que embutiam em suas composições índices de preços que representavam *proxies* dos preços dos bens comerciáveis (*tradable goods*) e dos bens não-comerciáveis (*non-tradable goods*) mostraram-se ainda mais significativas do que as tradicionais composições de câmbio real. Em geral, pôde-se inferir que o arcabouço teórico adotado, de forma expressiva, encontrou respaldo empírico.

A inferência no Capítulo 4 que as variáveis *PR* e *Y* pouco são afetadas pela variável *sbca*, ou seja, da fraca endogeneidade de *PR* e *Y* relativamente ao *sbca*, em boa medida corrobora a opção pelo método das variáveis instrumentais no Capítulo 3. De outra forma, se o *sbca* fosse representativo para as composições de *PR* e *Y*, então, a metodologia das variáveis instrumentais seria de fato inadequada à estimação, posto que essa pressupõe que as variáveis explanatórias são exógenas. Com isso, é possível depreender que os dois estudos podem ser vistos como complementares, já que na metodologia VAR os parâmetros em si só pouco explicam as relações entre as variáveis, o que, no entanto, pode ser observado a partir dos resultados da estimação pelo método das variáveis instrumentais. A metodologia VAR, por sua vez, permite que se façam inferências a respeito da dinâmica das relações (função impulso-resposta) ou sobre a própria composição das variáveis (decomposição das variâncias), o que não é possível com o outro método.

A despeito dos bons resultados obtidos, contudo, a questão está longe de se esgotar, justificando que novos esforços sejam empregados e, por conseguinte, avançar na compreensão das relações econômicas envolvidas. Nesse aspecto, esses esforços podem ser pensados em duas direções. Primeiramente, muito ainda há por se compreender sobre o comércio exterior na forma aqui vista. A relevância e a complexidade do tema por certo o tornam inesgotável enquanto objeto de estudo. Exemplificando: embora a teoria econômica ressalte a relevância da produtividade relativa para os resultados do comércio internacional (representada na teoria clássica de David Ricardo pelas vantagens relativas), essa relação não está especificamente contemplada nos modelos do estudo, ainda que seus efeitos possam estar em parte refletidos nos *PR*. Essa lacuna, grosso modo preenchida pelos termos de tendência linear ou pelas inovações (da modelagem VAR), decorre, tão somente, do desconhecimento de uma série (ou de um conjunto dessas) que seja suficientemente longa e representativa da variável. Mas mesmo para as variáveis assumidas como explanatórias, novas opções podem ser testadas. Novas séries para os *PR* podem ser pensadas, de tal forma que essas mais apropriadamente reflitam a realidade de comércio enfrentada pelos agentes econômicos. Da mesma forma, outras *proxies* representativas dos níveis interno e externo de crescimento poderiam ser avaliadas. Ainda nesse sentido, dada a complexidade e extensão da pauta brasileira de comércio exterior, certamente seria relevante que o estudo das relações aqui abordadas também se desse em um menor nível de agregação, sobretudo no que se refere à natureza dos bens.

Na outra direção, o estudo das relações comerciais não pode ser visto senão como um instrumento útil à compreensão as restrições externas ao crescimento interno ou, em última instância, como um subsídio para que estratégias de desenvolvimento nacional possam ser pensadas. Nesse contexto, é possível conceber a estimação de outras rubricas do balanço de pagamentos (mormente de outros itens da balança de transações correntes, em face da relação tautológica existente entre esta conta agregada e o passivo externo líquido) ou a construção de indicadores que possam referenciar a evolução das restrições externas.

Enfim, essas são apenas algumas novas questões, entre tantas que possam ser pensadas, que representariam substanciais avanços no conhecimento do tema. Mas por ora, aqui se conclui este estudo, que certamente finda com muitas questões em aberto e uma única e antiga convicção: a da necessidade de se avançar continuamente na compreensão dos fatores determinantes do *sbca* brasileira, em decorrência da sua relevância para o conjunto da economia.

REFERÊNCIAS

- AGUIRRE, A. Testing for seasonal unit roots in Brazilian monetary series. **Economia Aplicada**, v. 6, n. 3, p. 535-553, 2002.
- ALMONACID, R.D.; SCRIMINI, G. O desequilíbrio externo e a taxa de câmbio. **Revista de Economia Aplicada**, São Paulo, v. 3, nesp., p. 117-134, mar./1999.
- AMISANO, G.; GIANNINI, C. **Topics in structural VAR econometrics**. 2. ed. Berlin: Springer-Verlag, 1997. 181 p.
- BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, v. 72, n. 6, p. 584-596, dez. 1964.
- BAUMANN, R.; CANUTO, O.; GONÇALVES, R. **Economia internacional: teoria e experiência brasileira**. Rio de Janeiro: Campus. 2004. 442 p.
- BEAULIEU, J.J.; MIRON, J.A. Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. **Journal of Econometrics**, v. 55, n. 1-2, p. 305-328, Jan/Feb. 1993.
- BLANCHARD, O.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **American Economic Review**, v. 79, n. 4, p. 655-673, Sept. 1989.
- CAIADO, J. **Modelos VAR, taxas de juros e inflação**. 2002. 11 p. Disponível em: <http://www.esce.ips.pt/docentes/jcaiado/Papers/VAR_SPE2002.pdf> Acesso em: 19 jun. 2007.
- CAMPBELL, J.Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. **NBER Macroeconomics Annual 1991**, v. 6, p. 141-219, Jan.1992.
- CAVE, R.E.; FRANKEL, J.A.; JONES, R.W. **Economia internacional: comércio e transações globais**. São Paulo: Saraiva, 2001. 598 p.
- CHAREMZA, W.W.; DEADMAN, D.F. **New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration, and vector autoregression**. 2. ed. Massachusetts: Edward Elgar, 1999. 344 p.
- CULVER, S.E.; PAPELL, D.H. Real exchange rates under the gold standard: can they be explained by the trend break model. **Journal of International Money and Finance**, v. 14, n. 4, p. 539-48, 1995.
- DERNBURG, T. **Global macroeconomics**. New York: Harper and Row, 1989. 509 p.
- DORNBUSCH, R. **Open economy macroeconomics**. New York: Basic Books, 1980. 291p.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-72, July 1981.
- DICKEY, D.A.; HASZA, D.P.; FULLER, W.A. Testing for unit roots in seasonal time series. **Journal of the American Statistical Association**, v. 79, n. 386, p. 355-367, June 1984.

- DOLADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. **Journal of Economic Surveys**, v. 4, n. 3, 249-273, Sept. 1990.
- EDISON, H.J.; FISHER, E. A long-run view of the European Monetary System. **Journal of International Money and Finance**, v. 10, n. 1, p. 53-70, Mar. 1991.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 448 p.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-76, Mar. 1987.
- FIGUEIRÊDO, E.A. **Persistência local em séries econômicas**. 2004. 21 p. (Mimeo).
- FORGATY, M. Prefácio. In: RICARDO, D. **Princípios de economia política e tributação**. 3. ed. Lisboa: Calouste Gulbenkian, 1965. 512 p.
- FRANSES, P.H. **Model selection and seasonality in time series**. Amsterdam: Tinbergen Institute, 1991a. (Research series; 18)
- FRANSES, P.H. Seasonality, non-stationarity and the forecasting for monthly time series. **International Journal of Forecasting**, v. 7, n. 2, p. 199-208, 1991b.
- FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 12, n. 4, p. 471-78, 1994.
- FRANSES, P. H.; VOGELSANG, T.J. On seasonal cycles, unit roots, and mean shifts. **The Review of Economics and Statistics**. v. 80, n. 2, p. 231-40, 1998.
- FURTADO, C. **O capitalismo global**. 3. ed. São Paulo: Paz e Terra, 1999. 83p.
- GORENDER, J. Apresentação. In: Marx, K. **O capital: livro I** São Paulo: Nova Cultural, 1996. 496p. (Os economistas)
- GRANGER, C.W.J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. **Journal of Econometrics**, v. 16, n.1, p. 121-30, 1981.
- GRANGER, C.W.J., NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974.
- GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2003. 1026p.
- GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 1999. 846p.
- HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University. 1994. 799p.
- HARVEY, A.; SCOTT, A. Seasonality in dynamic regression models. **Economic Journal**, v. 104, n. 427, p. 1324-1345, Nov. 1994.
- HENDRY, D.F.; KROLZIG, H-M. **Automatic econometric model selection using PcGets 1.0**. London: Timberlake Consultants, 2001.
- HODRICK, R.J.; PRESCOTT, C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, n. 1, p. 1-16, Feb. 1997.
- HOLANDA, F.M. Apresentação: Ricardo, um dos fundadores da economia política clássica. In: RICARDO, D. **Princípios de economia política e tributação**. São Paulo: Nova Cultural, 1996. p. 5-14 (Os economistas)

- HUNT, E.K. **História do pensamento econômico**. 3. ed. Rio de Janeiro: Campus, 1982. 541p.
- HYLLEBERG, S.; ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J.; YOO, B.S. Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, v. 44, n. 1-2, p. 215-238, Apr./May 1990.
- IM, S.K.; LEE, J. **Testing for unit roots using stationary instrumental variables**. 2004. 49p. Disponível em: <<http://www.bus.ucf.edu/wp/content/archives/04-10im.pdf>>. Acesso em: 26 nov. 2004.
- JEVONS, W.S.; MENGER, C. **A teoria da economia política**. São Paulo: Abril Cultural, 1983. 397p. (Os economistas)
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. 4. ed. São Paulo: Makron Books, 1999. 809 p.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C.B.; SCHMIDT, P. ; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, 159-178, Oct./Dec. 1992.
- LEE, J.; STRAZICICH, M.C. **Minimum LM unit root test two structural breaks**. 2002. 28p. Disponível em: <http://www.bus.ucf.edu/wp/content/archives/TwoLM_final_version.pdf> Acesso em: out. 2004.
- LEMO, MAURÍCIO B. **Espaço e capital: um estudo sobre a dinâmica centro X periferia**. 1988. 3 v. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas-SP, 1988.
- LERNER, A. The diagrammatical representation of elasticity of demand. **Review of Economic Studies**, v. 1, n. 1, p. 39-44, 1933.
- LERNER, A. The diagrammatical representation of elasticity of substitution. **Review of Economic Studies**, v. 1, n. 1, p. 68-71, 1933.
- LUMSDAINE, R.; PAPELL, D. Multiple trend break and the unit-root hypothesis. **Review of economics and Statistics**, v. 79, n. 2, p. 212-8. 1997.
- MACKINNON, J.G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-18, Nov./Dec. 1996.
- MADDALA, G.S. **Introduction to econometrics**. 2 ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1992. 631p.
- MARÇAL, E.F.; MONTEIRO, W.O.; NISHIJIMA, M. **Saldos comerciais e taxa de câmbio real: uma nova análise do caso brasileiro**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2005, Natal-RN. **Anais**. Belo Horizonte: ANPEC, 2005. 20p.
- MARGARIDO, M.A.; BUENO, C.R.F.; MARTINS, V.A.; CARNEVALLI, L.B. **Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro-BA. **Anais**. Belo Horizonte: ANPEC, 2003. 21p. (Disponível em CD-ROM)
- MARION, J.C. **Contabilidade empresarial**. 5. ed. São Paulo: Atlas. 1993. 536p.
- MARSHALL, A. **Money credit and commerce**. London: Macmillan, 1923. 368 p.
- MARX, KARL. **O capital**. São Paulo: Nova Cultural, 1996. 496p. (Os economistas)

- MATOS, O.C. **Econometria básica: teoria e aplicações**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2000. 300 p.
- MARK, N.C. **International macroeconomics and finance**. Malden: Blackwell, 2001. 283 p,
- MENGER, C. **Princípios de economia política**. São Paulo: Abril Cultural, 1983. 397 p. (Os economistas)
- MURRAY, C.; NELSON, C.R. The great depression and output persistence. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 34, n. 4, p. 1090-1098, Nov. 2002.
- NELSON, C.R.; PLOSSER, C.I. Trends and random-walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, n. 2, p. 139-162, 1982.
- OSBORN, D. R., CHUI, A. P. L., SMITH, J. P. , BIRCHENHAL, C. R. Seasonality and the order of integration for consumption. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 50, n. 4, p. 361-377, Nov. 1988.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. **Foundations of international macroeconomics**. London: MIT, 1996. 804 p.
- PAPELL, D.H. The great appreciation, the great depreciation, and the purchasing power parity hypothesis. 35p. Disponível em: <http://www.oenb.at/de/img/wp30_tcm14-6097.pdf>. Acesso em: 04 abr. 2005.
- PAPELL, D.H.; PRODAN, R. Restricted structural change and the unit root hypothesis. 2003. 30p.. Disponível em:< <http://www.cba.ua.edu/~rprodan/pp2.pdf>>. Acesso em: 06 nov. 2004.
- PATTERSON, K. **An introduction to applied econometrics: a time series approach**. New York: St. Martin's, 2000. 795 p.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.
- PERRON, P. Testing for a unit root in a time series with a changing mean. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 8, n. 2, p. 153-162, Apr. 1990.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, Oct. 1997.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T.J. Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 4,p. 467-470, Oct. 1992.
- PESARAN, H.H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, Jan. 1998.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, Jun. 1988.
- PRATES, D.M. Determinantes do saldo comercial. **Política econômica em foco**, n.1, Supl. 5, p. 1-5, maio/ago. 2003.

QU, Z., PERRON, P. Estimating and testing structural changes in multivariate regressions. 2004. 75p. Disponível em: <http://people.bu.edu/qu/paper1/zhongjun_qu_paper1.pdf>. Acesso em: 13 mar. 2005.

RAO, B.B. (Ed.). **Cointegration for the applied economist**. London: Macmillan, 1994. 231p.

RICARDO, D. **Princípios de economia política e tributação**. São Paulo: Nova Cultural, 1996. 320p. (Os economistas)

RIMA, I.H. **História do pensamento econômico**. São Paulo: Atlas, 1977. 597 p.

SACHS, J.D.; LARRRAIN, N.B.F. **Macroeconomia**. São Paulo: Makron Books, 2000. 848p.

SAMUELSON, P.A. Theoretical notes on trade problems. **Reviews Economics and Statistics**. v.46, n. 2, p. 145-154, 1964.

SCHMIDT, P.; PHILLIPS, P.C.B. LM testes for a unit root in the presence of deterministic trends. **Oxford Bulletin of Economics and Statistic**, v. 54, n. 3, p. 257-87, 1992. apud LEE, J.; STRAZICICH, M. C. **Minimum LM unit root test two structural breaks**. 2002. 28p. Disponível em: <http://www.bus.ucf.edu/wp/content/archives/TwoLM_final_version.pdf>. Acesso em: out. 2004.

SCHUMPETER, J.A. **História da análise econômica**. Rio de Janeiro: Centro de Publicações Técnicas da Aliança. 1964. 3 v.

SCHWERT, G. Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation. **Journal of Business and Economic Statistic**, v. 7, n. 2, p.147-159, Apr. 1984.

SIMONSEN, M.H.; CYSNE R.P. **Macroeconomia**. Rio de Janeiro: Livro Técnico, 1989. 553p.

SIMS, C.A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan. 1980.

SIMS, C.A.; STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, Jan. 1990.

STULZ R.M.; WASSERFALLEN, W. Macroeconomic time series, business cycles and macroeconomic policies. In: BRUNNER, K.; METZLER, A.H. (Eds.) Understanding monetary regimes. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 22. p. 1-8. 1985. apud PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.

TEIXEIRA, R.A. **Uma reflexão sobre o conceito de capital a partir da controvérsia de Cambridge**. Disponível

em:<<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A009.pdf>> Acesso em: 27 de nov. 2007.

VALENTINE, M.P.; FIGUEIREDO, E.A.; MAIA, S.F.; PAIXÃO, A.N. **Impactos da política monetária sobre os níveis de emprego no Brasil Pós-Plano Real: uma abordagem quantitativa**. (Trabalho apresentado no XXXI Encontro Nacional de Economia, Porto Seguro, 2003. Disponível em:

<<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/F07.pdf>>.)

WALRAS, L. **Elements of pure economics or the theory of social wealth**. Illinois: G. Allen and Unwin, 1954. 620 p.

WASSERFALLEN, W. Non-stationarities in macroeconomic time-series: further evidence and implications. **Canadian Journal of Economics**, v.19. n. 3, p. 498-510. Aug. 1986. apud PERRON, P. PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.

WILLIAMSON, J. **Economia aberta e economia mundial: um texto de economia internacional**. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus, 1989. 394 p.

ZINI JR., A. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil**. 2. ed. São Paulo: EDUSP-BM&F. 1995. 192 p.

ZIVOT, E.; ANDREW, D.W.K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit roots hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

ANEXOS

Figura A.1

Séries representativas (alternativamente) dos preços relativos

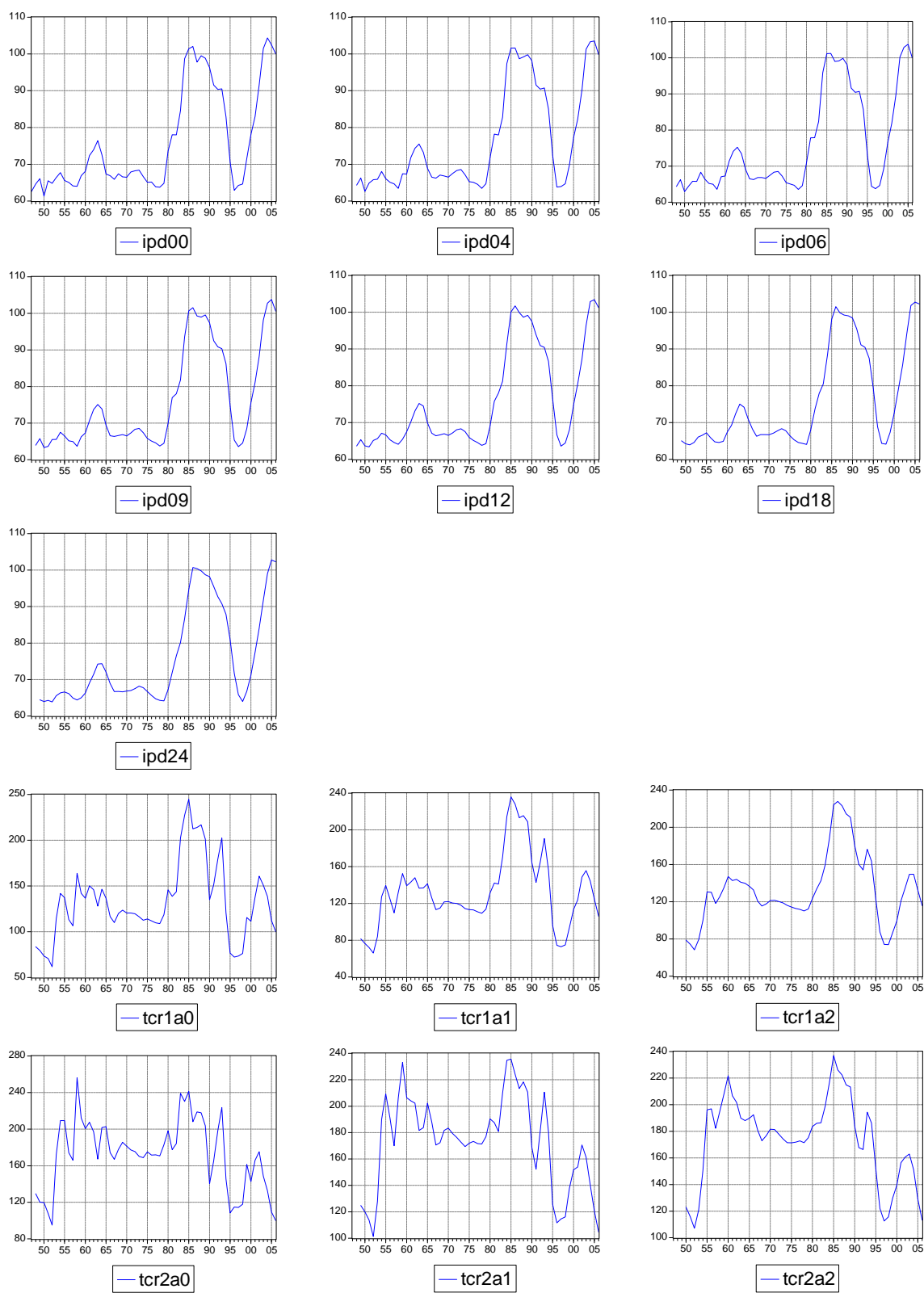


Figura A.2

Séries representativas (alternativamente) dos preços relativos – Uma quebra exógena

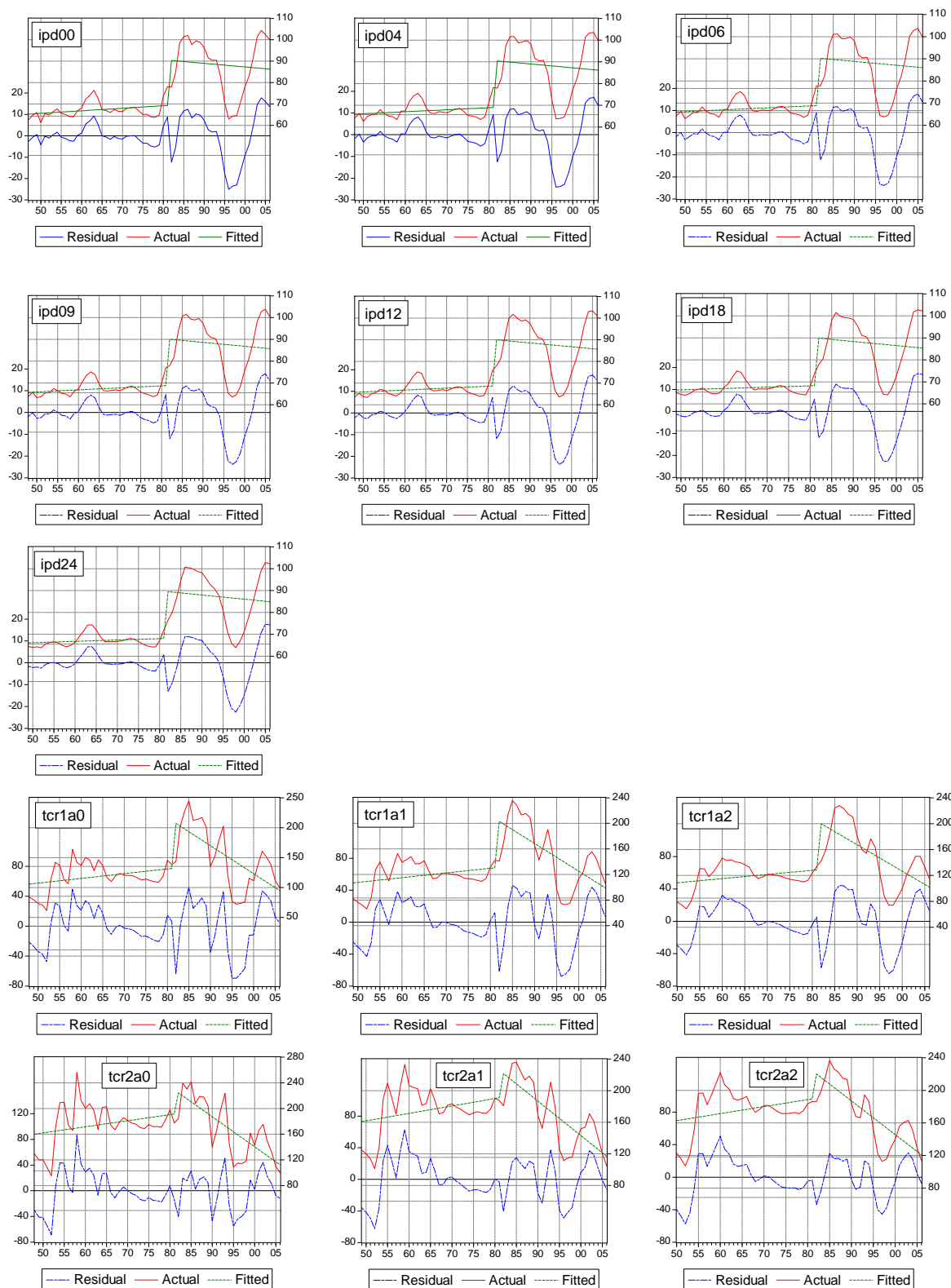


Figura A.3

Séries representativas (alternativamente) dos preços relativos – Duas quebras exógenas

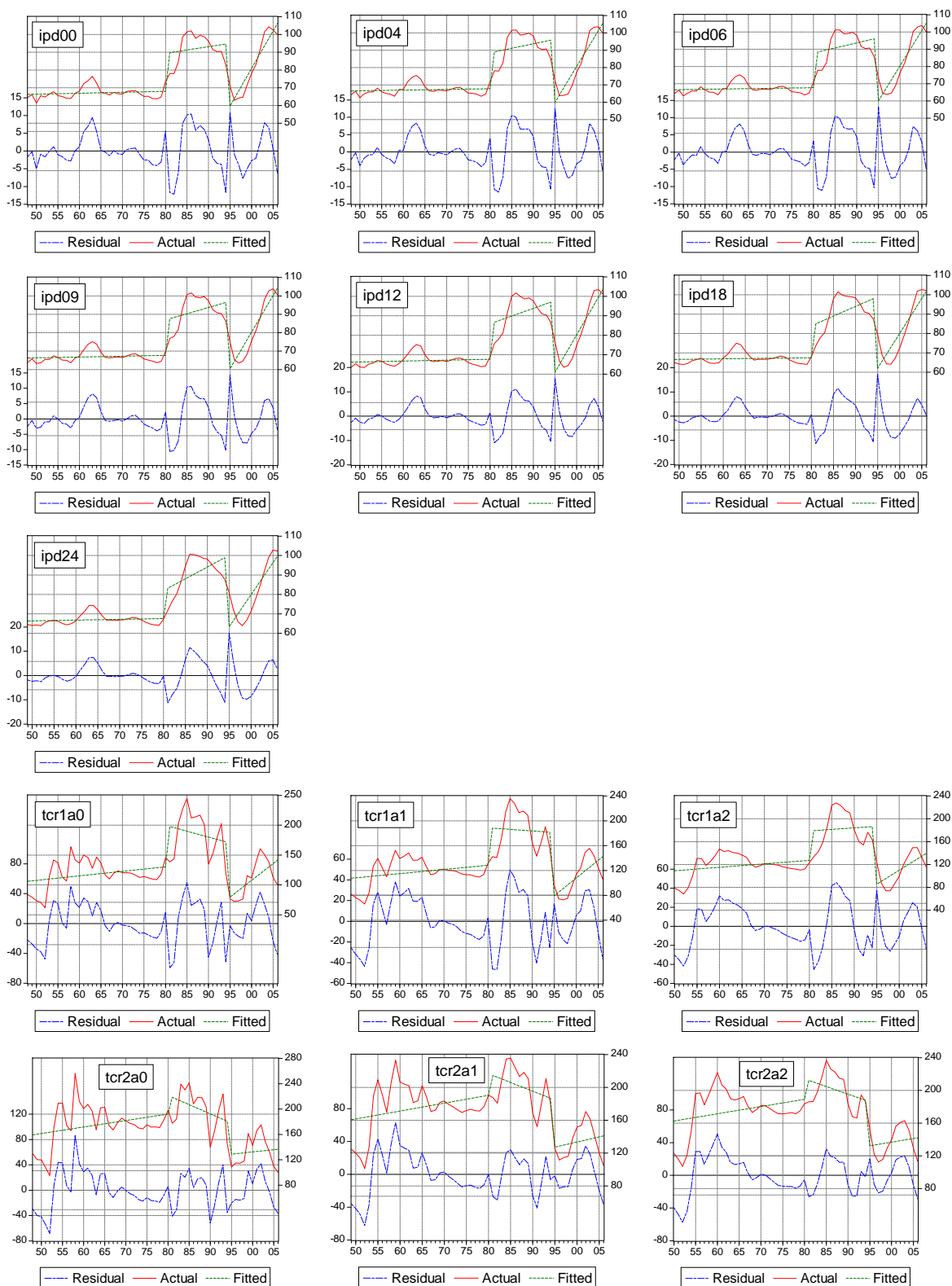


Figura A.4

Séries representativas (alternativamente) dos preços relativos – Duas quebras endógenas

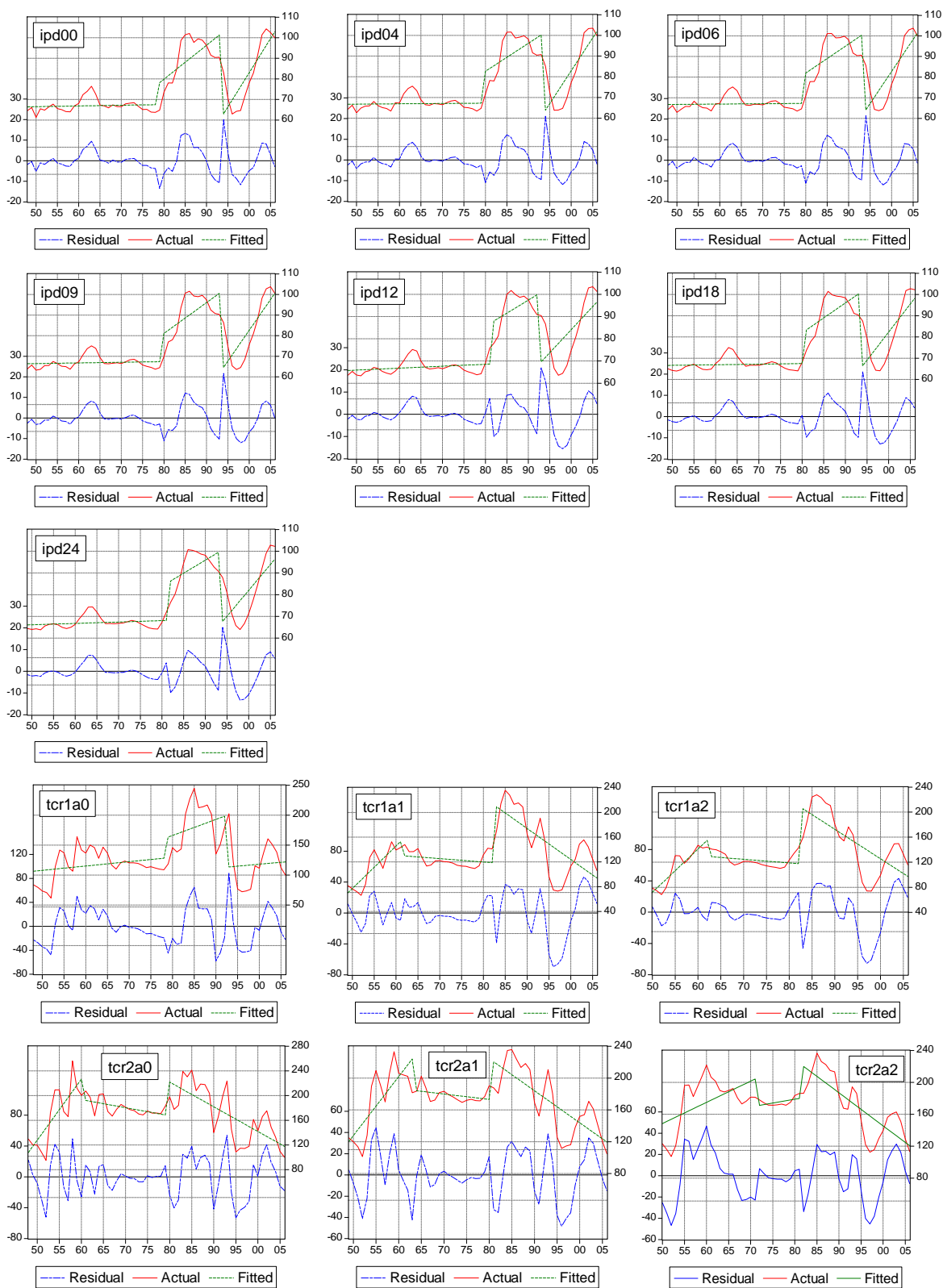


Figura A.5

Resultados das regressões – Método das VI – Uma quebra estrutural em 1981

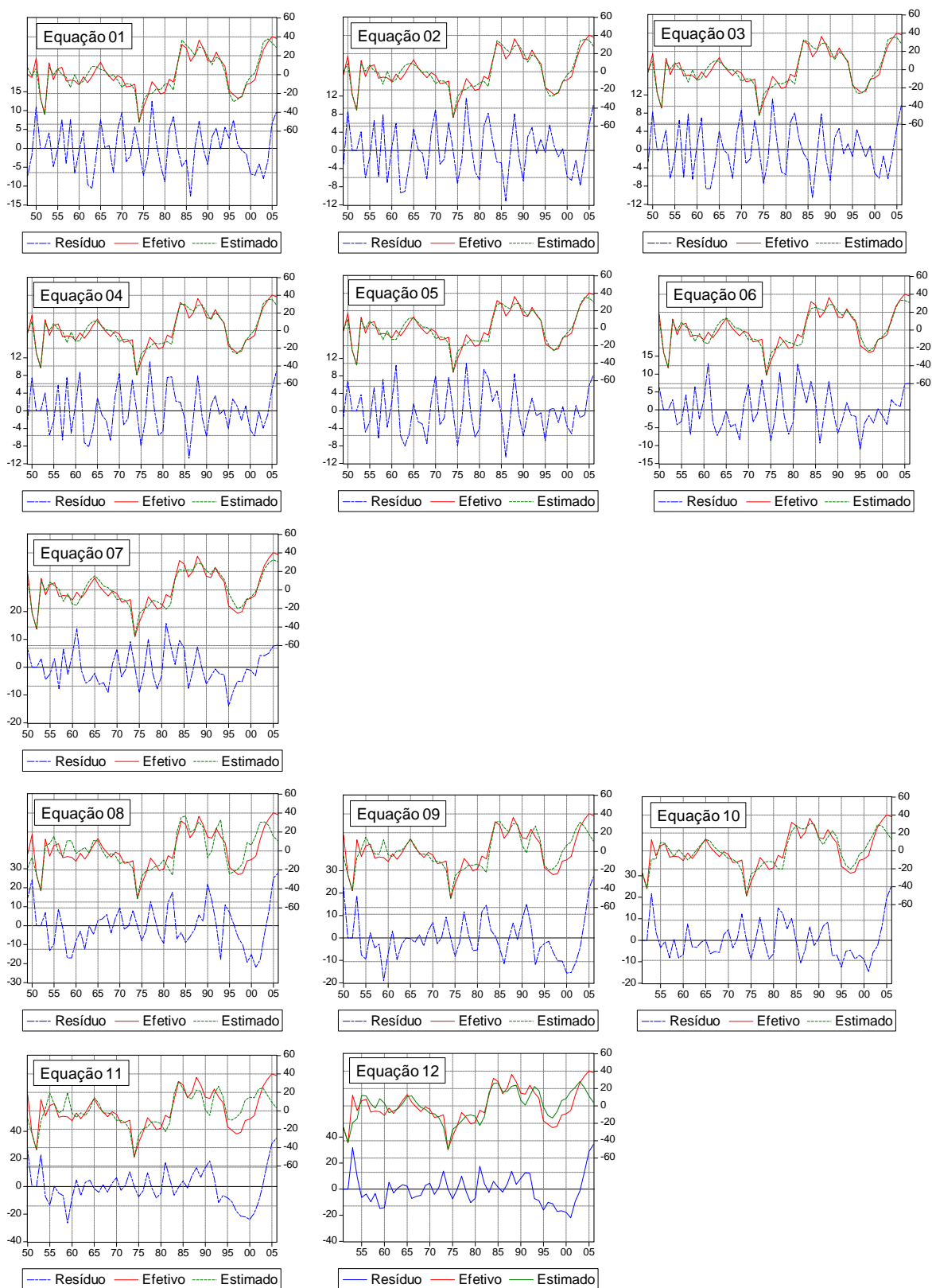


Figura A.6

Resultados das regressões – Método das VI – Duas quebras estruturais em 1980 e 1994

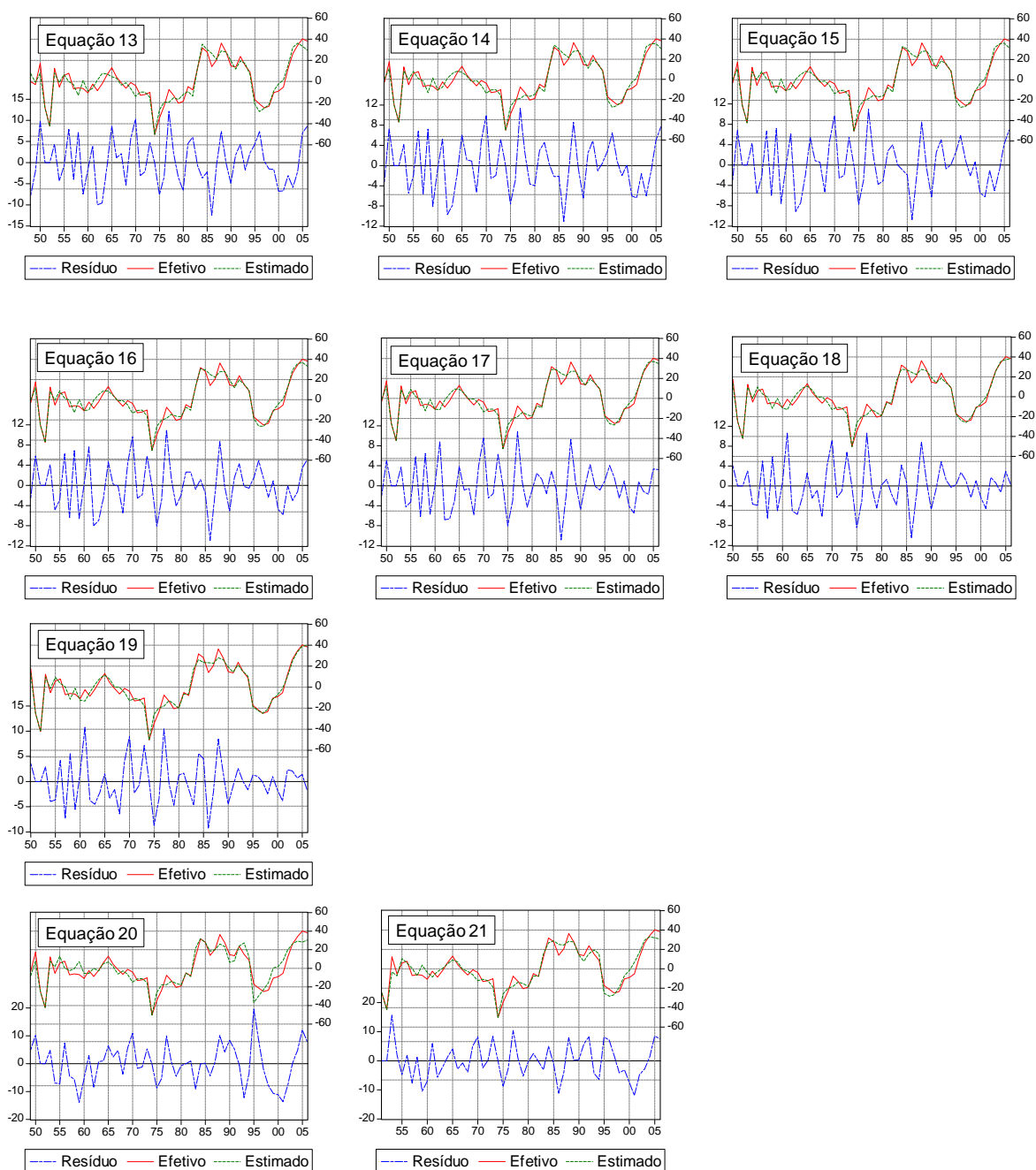


Figura A.7

Resultados das regressões – Método das VI – Duas quebras estruturais (escolha endógena)

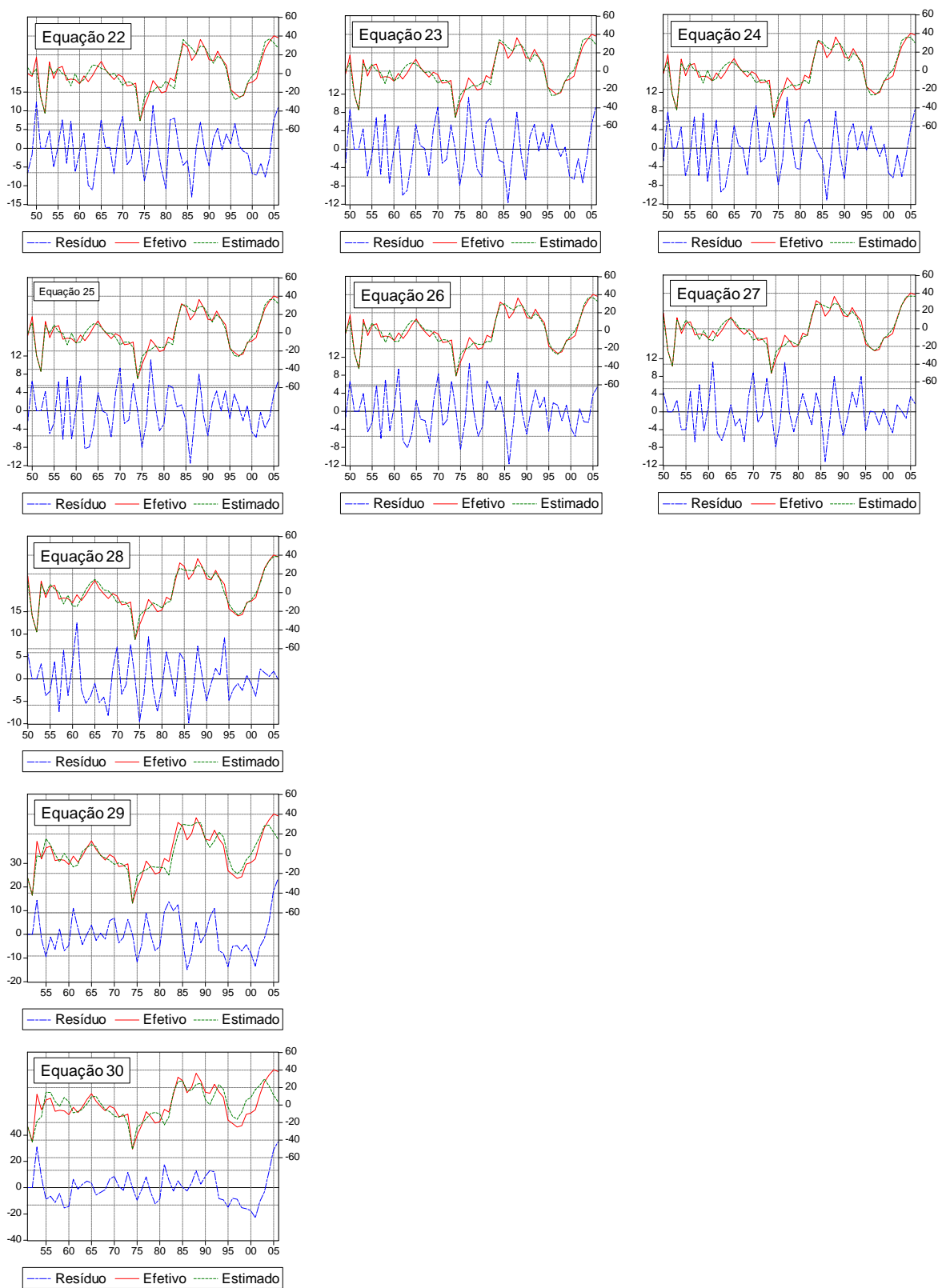


Figura A.8

Resultados das regressões – Método das VI – Mudanças estruturais (Tab. A.7)

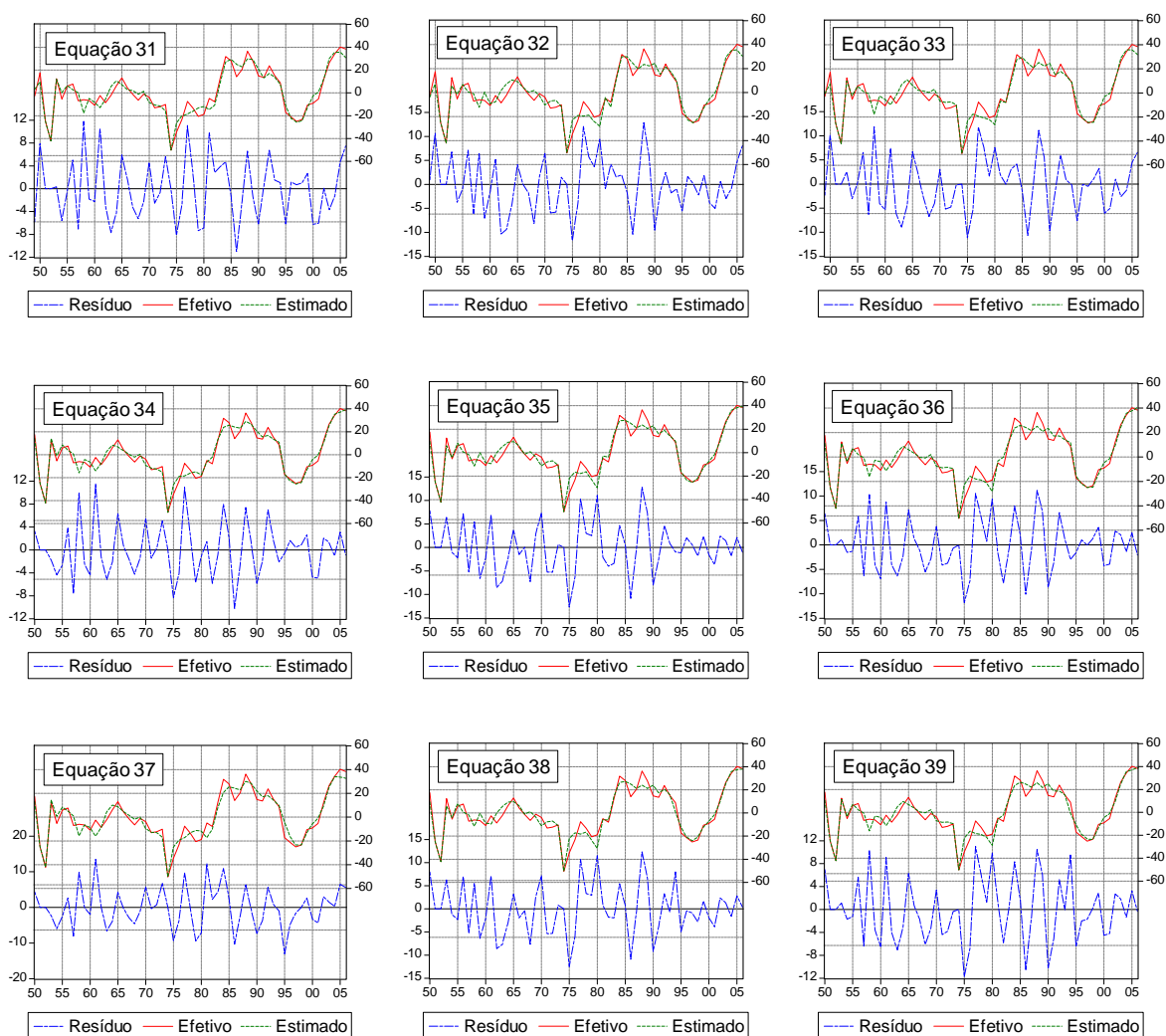


Tabela A.1
Resultados dos testes DFA, PP e KPSS de raiz unitária

Séries	n	Teste ADF					Teste PP					Teste KPSS				
		k	μ	β	α	t	H_0	μ	β	α	t	H_0	μ	β	LM-St.	H_0
sbca	60	0	-	-	-0.268	-2.824	***	-	-	-0.268	-2.867	***	-0.1429 (-0.06)	-	0.253	a
ipd00	60	1	8.584 (2.94)	0.079 (2.22)	-0.143	-3.122	a	5.003 (1.43)	0.060 (1.39)	-0.082	-2.318	a	60.613 (22.74)	0.523 (6.71)	0.055	a
ipd04	59	1	8.647 (3.05)	0.079 (2.24)	-0.144	-3.255	*	4.797 (1.37)	0.062 (1.41)	-0.080	-2.299	a	60.633 (21.79)	0.522 (6.47)	0.056	a
ipd06	59	1	8.544 (3.20)	0.076 (2.32)	-0.142	-3.407	*	4.527 (1.32)	0.060 (1.41)	-0.076	-2.286	a	60.660 (21.96)	0.518 (6.46)	0.056	a
ipd09	59	3	9.720 (3.89)	0.081 (2.92)	-0.162	-4.076	**	3.994 (1.22)	0.056 (1.39)	-0.067	-2.263	a	60.498 (22.15)	0.517 (6.53)	0.056	a
ipd12	59	3	8.650 (4.51)	0.076 (3.58)	-0.146	-4.764	***	3.615 (1.14)	0.054 (1.39)	-0.061	-2.243	a	60.434 (22.29)	0.516 (6.57)	0.056	a
ipd18	58	3	8.234 (4.06)	0.074 (3.31)	-0.139	-4.293	***	3.055 (0.98)	0.055 (1.45)	-0.055	-2.198	a	60.379 (21.60)	0.513 (6.38)	0.058	a
ipd24	58	7	8.383 (3.54)	0.082 (3.06)	-0.147	-3.557	**	2.621 (0.88)	0.051 (1.43)	-0.047	-2.241	a	60.292 (22.04)	0.507 (6.45)	0.058	a
tcr1a0	59	0	24.329 (2.33)	-	-0.181	-2.409	a	24.329 (2.33)	-	-0.181	-2.503	a	114.480 (10.64)	0.600 (1.92)	0.104	a
tcr1a1	58	3	23.166 (3.33)	-	-0.170	-3.387	**	16.628 (1.95)	-	-0.122	-2.324	a	113.997 (10.77)	0.611 (2.01)	0.101	a
tcr1a2	57	5	13.045 (1.86)	-	-0.098	-1.939	a	12.756 (1.81)	-	-0.091	-2.202	a	113.927 (10.92)	0.608 (2.05)	0.099	a
tcr2a0	59	0	46.509 (2.74)	-	-0.270	-2.830	*	46.509 (2.74)	-	-0.270	-2.727	*	172.604 (34.65)	-	0.200	a
tcr2a1	58	4	48.472 (2.91)	-0.345 (-2.47)	-0.210	-2.596	a	26.152 (1.94)	-	-0.152	-2.037	a	1.0165 (32.467)	-	0.1634	a
tcr2a2	57	4	0.2568 (3.407)	-	-0.2371	-3.4193	**	0.1676 (2.302)	-	-0.1542	-2.3923	a	173.024 (37.69)	-	0.195	a
ybr1	60	1	43.040 (4.45)	-	-0.430	-4.451	***	31.452 (3.29)	-	-0.314	-3.560	***	100.060 (220.18)	-	0.031	a
ybr2	60	2	51.590 (5.02)	-	-0.516	-5.025	***	28.648 (3.09)	-	-0.286	-3.351	**	100.068 (208.51)	-	0.034	a
tyeua	59	0	3.332 (6.00)	-	-0.973	-7.293	***	3.332 (6.00)	-	-0.973	-7.433	***	3.441 (11.28)	-	0.246	a
tymun	59	0	4.715 (5.77)	-0.027 (-2.01)	-0.958	-6.940	***	4.715 (5.77)	-0.027 (-2.01)	-0.958	-6.949	***	4.859 (11.50)	-0.026 (-2.17)	0.137	*

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do pacote computacional E-Views.

Notas: * denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 10%; ** denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 5%; *** denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 1%; ^a denota que a hipótese H_0 não pode ser rejeitada mesmo a 10%.

Valores críticos: -2.6085 (1%), -1.9470 (5%), -1.6129 (10%), sem intercepto e sem tendência; -3.5575 (1%), -2.9166 (5%), -2.5961 (10%), com intercepto e sem tendência; -4.1373 (1%), -3.4953 (5%), -3.1766 (10%), com intercepto e tendência - para os testes DFA e Phillips-Perron (MacKinnon, 1996). 0.739 (1%), 0.463 (5%), 0.347 (10%), com intercepto e sem tendência; 0.216 (1%), 0.146 (5%), 0.119 (10%), com intercepto e tendência - para o teste KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992). Valores obtidos no pacote computacional E-views, versão 4.

Tabela A.2

Resultados dos testes de raiz unitária considerando uma quebra estrutural exógena em 1981
– Perron (1989) –

Séries	n	Modelo A									Modelo C									H_o
		λ	k	μ	δ	β	θ	α	t	H_o	k	μ	δ	β	θ	γ	α	t		
<i>ipd00</i>	60	0.58	10	50.22 (5.85)	-11.18 (-3.25)	0.13 (1.71)	10.02 (4.23)	-0.78	-5.69	***	4	23.34 (5.08)	-8.81 (-2.44)	0.08 (1.27)	13.36 (2.68)	-0.19 (-1.65)	-0.37	-5.52	***	
<i>ipd04</i>	59	0.59	10	47.32 (5.57)	-11.51 (-3.46)	0.12 (1.48)	9.38 (3.95)	-0.73	-5.38	***	10	60.02 (5.37)	-10.93 (-3.36)	0.06 (0.67)	0.49 (0.09)	0.28 (1.69)	-0.90	-5.45	***	
<i>ipd06</i>	59	0.59	9	37.53 (5.19)	-10.24 (-3.33)	0.06 (0.94)	8.12 (3.72)	-0.57	-5.05	***	3	18.00 (4.70)	-9.02 (-2.81)	0.06 (1.06)	11.97 (2.66)	-0.18 (-1.77)	-0.28	-5.18	***	
<i>ipd09</i>	59	0.59	3	15.77 (4.97)	-6.33 (-2.57)	0.00 (0.13)	4.10 (2.68)	-0.23	-5.21	***	3	15.85 (5.13)	-7.87 (-3.10)	0.05 (1.19)	10.19 (2.86)	-0.15 (-1.88)	-0.25	-5.61	***	
<i>ipd12</i>	59	0.59	9	26.14 (6.33)	-6.19 (-3.75)	0.07 (1.93)	5.11 (4.40)	-0.41	-6.19	***	9	30.76 (6.24)	-5.71 (-3.48)	0.05 (1.09)	1.16 (0.43)	0.12 (1.63)	-0.47	-6.32	***	
<i>ipd18</i>	58	0.60	3	12.84 (4.70)	-1.69 (-0.85)	0.02 (0.51)	3.05 (2.42)	-0.19	-5.03	***	9	36.04 (5.53)	-3.81 (-1.89)	0.04 (0.72)	-2.58 (-0.76)	0.23 (2.35)	-0.54	-5.65	***	
<i>ipd24</i>	58	0.60	7	16.39 (5.40)	-3.22 (-2.33)	0.04 (1.41)	3.39 (3.55)	-0.25	-5.43	***	4	12.64 (4.92)	-2.72 (-1.69)	0.04 (1.24)	5.27 (2.35)	-0.06 (-1.14)	-0.20	-5.32	***	
<i>tcr1a0</i>	59	0.59	4	73.07 (3.99)	-8.76 (-0.36)	-1.02 (-2.37)	36.55 (2.50)	-0.41	-3.83	**	10	127.3 (4.35)	-53.90 (-2.28)	0.05 (0.07)	177.7 (4.37)	-3.13 (-3.44)	-1.04	-5.29	***	
<i>tcr1a1</i>	58	0.60	10	86.97 (4.48)	-18.77 (-1.47)	-0.64 (-1.92)	32.30 (3.30)	-0.58	-4.33	**	10	87.87 (5.19)	-34.31 (-2.85)	0.03 (0.09)	96.50 (4.59)	-1.61 (-3.34)	-0.72	-5.78	***	
<i>tcr1a2</i>	57	0.61	10	72.29 (4.33)	-12.88 (-1.31)	-0.35 (-1.29)	23.94 (3.10)	-0.52	-4.25	**	10	70.29 (4.75)	-22.81 (-2.46)	0.18 (0.61)	69.18 (4.30)	-1.17 (-3.11)	-0.61	-5.43	***	
<i>tcr2a0</i>	59	0.59	0	61.06 (3.04)	5.81 (0.21)	-0.49 (-1.16)	8.22 (0.57)	-0.29	-2.97	^a	0	78.05 (3.88)	-20.07 (-0.70)	0.22 (0.45)	122.6 (2.69)	-2.86 (-2.63)	-0.46	-4.07	*	
<i>tcr2a1</i>	58	0.60	3	70.08 (4.55)	-2.37 (-0.17)	-0.83 (-3.21)	16.11 (2.06)	-0.28	-4.01	**	10	154.8 (4.75)	-24.90 (-1.95)	-0.35 (-0.80)	116.5 (4.52)	-2.41 (-3.96)	-0.81	-5.06	***	
<i>tcr2a2</i>	57	0.61	4	60.40 (3.60)	-2.08 (-0.19)	-0.67 (-2.64)	12.89 (1.88)	-0.25	-3.46	^a	10	119.8 (4.62)	-18.11 (-1.93)	-0.04 (-0.12)	91.77 (4.77)	-1.99 (-4.30)	-0.66	-5.10	***	

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do pacote computacional E-Views.

Notas: * denota que a hipótese H_o pode ser rejeitada a 10%; ** denota que a hipótese H_o pode ser rejeitada a 5%; *** denota que a hipótese H_o pode ser rejeitada a 1%; ^a denota que a hipótese H_o não pode ser rejeitada mesmo a 10%.

Valores críticos (para $\lambda = 0.6$): -4.45 (1%), -3.80 (5%), -3.51 (10%), com mudança no intercepto – Modelo A; -4.88 (1%), -4.24 (5%), -3.95 (10%), com mudanças no intercepto e na tendência – Modelo C. Valores obtidos em Perron (1989, p. 1376-7), Tabelas IV B e VI B, respectivamente.

$$\text{Modelo A: } y_t = \mu + \delta B + \beta t + \theta D + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

$$\text{Modelo C: } y_t = \mu + \delta B + \beta t + \theta D + \gamma DT + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Tabela A.3

Resultados dos testes de raiz unitária considerando duas quebras estruturais
 – Lee e Strazicich (2002) –

Séries	n	Modelo C								Modelo C						
		Teste Endógeno								Teste Exógeno						
		λ_j	k	T _B	DT ₁	DT ₂	ϕ	t	H ₀	λ	k	T _B	t _{coef DT1}	t _{coef DT2}	t	H ₀
<i>ipd00</i>	60	0.53 0.78	5	1978 1993	0.10 (6.28)	-0.21 (-6.95)	-0.68	-7.90	***	0.57 0.80	8	1980 1994	2.55	0.15	-4.63	**
<i>ipd04</i>	59	0.54 0.78	5	1979 1993	0.09 (5.76)	-0.20 (-7.06)	-0.71	-8.19	***	0.56 0.80	8	1980 1994	3.10	-0.42	-5.35	***
<i>ipd06</i>	59	0.54 0.78	5	1979 1993	0.09 (6.20)	-0.21 (-7.55)	-0.69	-8.55	***	0.56 0.80	8	1980 1994	3.46	-0.91	-5.85	***
<i>ipd09</i>	59	0.54 0.78	5	1979 1993	0.08 (6.80)	-0.19 (-8.03)	-0.61	-8.82	***	0.56 0.80	8	1980 1994	4.12	-2.08	-6.86	***
<i>ipd12</i>	59	0.58 0.76	3	1981 1992	0.06 (6.23)	-0.10 (-7.40)	-0.30	-9.36	***	0.56 0.80	8	1980 1994	4.32	-2.82	-6.75	***
<i>ipd18</i>	58	0.55 0.78	4	1980 1993	0.07 (7.01)	-0.14 (-7.71)	-0.44	-8.94	***	0.55 0.79	9	1980 1994	5.02	-3.58	-6.96	***
<i>ipd24</i>	58	0.57 0.78	4	1981 1993	0.06 (8.53)	-0.12 (-9.35)	-0.38	-10.79	***	0.55 0.79	4	1980 1994	6.02	-4.61	-8.38	***
<i>tcr1a0</i>	59	0.53 0.76	5	1978 1992	0.13 (1.31)	-0.93 (-5.06)	-0.73	-5.21	^a	0.56 0.80	4	1980 1994	2.04	-0.08	-4.21	**
<i>tcr1a1</i>	58	0.22 0.57	10	1961 1981	-0.34 (-2.83)	0.38 (4.46)	-0.69	-5.48	*	0.55 0.79	9	1980 1994	0.78	-0.70	-4.00	*
<i>tcr1a2</i>	57	0.23 0.56	10	1962 1981	-0.14 (-1.64)	0.29 (5.03)	-0.68	-6.24	**	0.54 0.79	8	1980 1994	0.76	-2.53	-4.38	**
<i>tcr2a0</i>	59	0.22 0.54	1	1960 1979	-0.21 (-2.22)	0.24 (2.70)	-0.73	-5.15	^a	0.56 0.80	6	1980 1994	1.28	0.07	-3.45	^a
<i>tcr2a1</i>	58	0.26 0.55	3	1963 1980	-0.21 (-3.75)	0.11 (2.38)	-0.50	-5.15	^a	0.55 0.79	2	1980 1994	-0.68	0.15	-2.19	^a
<i>tcr2a2</i>	57	0.39 0.56	10	1971 1981	-0.21 (-4.10)	0.10 (2.89)	-0.86	-5.89	**	0.54 0.79	4	1980 1994	-1.21	-1.01	-3.09	^a

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do pacote computacional E-Views.

Notas: * denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 10%; ** denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 5%; *** denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 1%; ^a denota que a hipótese H_0 não pode ser rejeitada mesmo a 10%. λ_j denota a localização da quebra.

Valores críticos obtidos em Lee e Strazicich (2002, p. 19-20), Tabelas 1 e 2, para os testes exógeno e endógeno, respectivamente.

Tabela A.4

Resultados das regressões – método das variáveis instrumentais com mudança na tendência em 1981

	$sbca_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 IP_t + \beta_3 Y_t + \beta_4 Y_t^* + \delta_1 D_{51} + \delta_2 D_{52} + \delta_3 D_{74} + \delta_4 D_{1t} + \delta_5 DT_{1t} + e_t$										\bar{R}^2	F	DW
(01) <i>sbca</i> = 01.1.1.1QX	25.100 (0.69)	- 0.865 <i>T</i> (-7.13)	+ 1.500 <i>ipd00</i> (14.27)	- 1.219 <i>ybr1</i> (-3.43)	+ 1.678 <i>tyeua</i> (4.37)	- 37.353 <i>D</i> ₅₁ (-5.39)	- 45.412 <i>D</i> ₅₂ (-6.76)	- 21.201 <i>D</i> ₇₄ (-2.93)	- 37.855 <i>D</i> ₁ (-4.02)	+ 1.033 <i>DT</i> ₁ (4.74)	0.894	53.316	1.707
(02) <i>sbca</i> = 02.1.1.1QX	36.835 (1.09)	- 0.890 <i>T</i> (-7.46)	+ 1.471 <i>ipd04</i> (15.00)	- 1.308 <i>ybr1</i> (-3.96)	+ 1.638 <i>tyeua</i> (4.57)	- 36.980 <i>D</i> ₅₁ (-5.68)	- 47.529 <i>D</i> ₅₂ (-7.55)	- 21.500 <i>D</i> ₇₄ (-3.20)	- 38.546 <i>D</i> ₁ (-4.37)	+ 1.070 <i>DT</i> ₁ (5.18)	0.910	60.910	1.884
(03) <i>sbca</i> = 03.1.1.1QX	41.293 (1.27)	- 0.877 <i>T</i> (-7.63)	+ 1.465 <i>ipd06</i> (15.44)	- 1.351 <i>ybr1</i> (-4.24)	+ 1.657 <i>tyeua</i> (4.80)	- 36.378 <i>D</i> ₅₁ (-5.80)	- 47.461 <i>D</i> ₅₂ (-7.82)	- 21.459 <i>D</i> ₇₄ (-3.30)	- 37.814 <i>D</i> ₁ (-4.45)	+ 1.054 <i>DT</i> ₁ (5.30)	0.916	65.258	1.946
(04) <i>sbca</i> = 04.1.1.1QX	53.806 (1.71)	- 0.877 <i>T</i> (-7.88)	+ 1.450 <i>ipd09</i> (15.69)	- 1.464 <i>ybr1</i> (-4.74)	+ 1.666 <i>tyeua</i> (4.79)	- 35.632 <i>D</i> ₅₁ (-5.86)	- 47.284 <i>D</i> ₅₂ (-8.05)	- 21.074 <i>D</i> ₇₄ (-3.35)	- 37.795 <i>D</i> ₁ (-4.59)	+ 1.062 <i>DT</i> ₁ (5.51)	0.921	68.951	1.984
(05) <i>sbca</i> = 05.1.1.1QX	64.146 (2.01)	- 0.864 <i>T</i> (-7.69)	+ 1.427 <i>ipd12</i> (15.20)	- 1.554 <i>ybr1</i> (-4.97)	+ 1.691 <i>tyeua</i> (5.01)	- 35.474 <i>D</i> ₅₁ (-5.78)	- 46.865 <i>D</i> ₅₂ (-7.90)	- 20.832 <i>D</i> ₇₄ (-3.28)	- 36.976 <i>D</i> ₁ (-4.45)	+ 1.047 <i>DT</i> ₁ (5.39)	0.920	66.851	1.922
(06) <i>sbca</i> = 06.1.1.1QX	80.012 (2.32)	- 0.843 <i>T</i> (-6.51)	+ 1.374 <i>ipd18</i> (13.36)	- 1.681 <i>ybr1</i> (-4.97)	+ 1.700 <i>tyeua</i> (4.48)	- 36.443 <i>D</i> ₅₁ (-5.49)	- 46.111 <i>D</i> ₅₂ (-7.14)	- 20.571 <i>D</i> ₇₄ (-3.00)	- 35.661 <i>D</i> ₁ (-3.94)	+ 1.033 <i>DT</i> ₁ (4.82)	0.908	55.379	1.718
(07) <i>sbca</i> = 07.1.1.1QX	93.840 (2.44)	- 0.845 <i>T</i> (-5.84)	+ 1.319 <i>ipd24</i> (11.26)	- 1.778 <i>ybr1</i> (-4.70)	+ 1.669 <i>tyeua</i> (3.94)	- 37.263 <i>D</i> ₅₁ (-5.02)	- 45.579 <i>D</i> ₅₂ (-6.31)	- 20.183 <i>D</i> ₇₄ (-2.63)	- 34.276 <i>D</i> ₁ (-3.38)	+ 1.034 <i>DT</i> ₁ (4.31)	0.885	42.612	1.428
(08) <i>sbca</i> = 08.1.1.1QX	45.047 (0.66)	- 0.867 <i>T</i> (-3.49)	+ 0.450 <i>ocr1a0</i> (5.65)	- 0.953 <i>ybr1</i> (-1.42)	+ 1.584 <i>tyeua</i> (2.12)	- 16.329 <i>D</i> ₅₁ (-1.15)	- 21.854 <i>D</i> ₅₂ (-1.57)	- 20.029 <i>D</i> ₇₄ (-1.43)	- 105.926 <i>D</i> ₁ (-4.00)	+ 2.874 <i>DT</i> ₁ (4.97)	0.608	11.668	0.956
(09) <i>sbca</i> = 09.1.1.1QX	80.292 (1.39)	- 0.839 <i>T</i> (-3.74)	+ 0.418 <i>ocr1a1</i> (6.73)	- 1.263 <i>ybr1</i> (-2.20)	+ 1.427 <i>tyeua</i> (2.17)	- 18.138 <i>D</i> ₅₁ (-1.52)	- 25.689 <i>D</i> ₅₂ (-2.19)	- 20.297 <i>D</i> ₇₄ (-1.71)	- 92.002 <i>D</i> ₁ (-4.42)	+ 2.571 <i>DT</i> ₁ (5.55)	0.724	16.400	0.98
(10) <i>sbca</i> = 10.1.1.1QX	124.312 (2.42)	- 0.839 <i>T</i> (-3.74)	+ 0.425 <i>ocr1a2</i> (7.65)	- 1.726 <i>ybr1</i> (-3.34)	+ 1.205 <i>tyeua</i> (1.98)	- 16.574 <i>D</i> ₅₁ (-1.54)	- 24.826 <i>D</i> ₅₂ (-2.37)	- 19.592 <i>D</i> ₇₄ (-1.86)	- 86.950 <i>D</i> ₁ (-4.85)	+ 2.392 <i>DT</i> ₁ (5.96)	0.786	20.877	1.041
(11) <i>sbca</i> = 12.1.1.1QX	70.515 (0.91)	- 0.800 <i>T</i> (-2.67)	+ 0.382 <i>ocr2a1</i> (3.42)	- 1.364 <i>ybr1</i> (-1.80)	+ 1.676 <i>tyeua</i> (1.91)	- 13.830 <i>D</i> ₅₁ (-0.81)	- 18.193 <i>D</i> ₅₂ (-1.04)	- 17.648 <i>D</i> ₇₄ (-1.11)	- 67.770 <i>D</i> ₁ (-2.32)	+ 2.389 <i>DT</i> ₁ (3.43)	0.508	7.7651	0.729
(12) <i>sbca</i> = 13.1.1.1QX	93.116 (1.33)	- 0.687 <i>T</i> (-2.37)	+ 0.460 <i>ocr2a2</i> (4.34)	- 1.742 <i>ybr1</i> (-2.45)	+ 1.293 <i>tyeua</i> (1.54)	- 6.359 <i>D</i> ₅₁ (-0.39)	- 12.855 <i>D</i> ₅₂ (-0.80)	- 17.294 <i>D</i> ₇₄ (-1.18)	- 76.947 <i>D</i> ₁ (-2.91)	+ 2.527 <i>DT</i> ₁ (4.04)	0.592	9.6291	0.776

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do pacote computacional E-Views. Notas: a hipótese H_0 (existência de raiz unitária) não pôde ser rejeitada (ao nível de 5%) para a série *ocr2a0* nos testes em que se considerou que houve mudança na tendência em 1981 (teste exógeno, ver Tabela A.2). Portanto não seria recomendável utilizá-las nas regressões acima, já que os resultados tenderiam a ser inconsistentes.

Tabela A.5

Resultados das regressões – método das variáveis instrumentais com mudanças na tendência em 1980 e 1994

$sbca_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 IP_t + \beta_3 Y_t + \beta_4 Y_t^* + \delta_1 D_{51} + \delta_2 D_{52} + \delta_3 D_{74} + \delta_4 D_{1t} + \delta_5 DT_{1t} + \delta_6 D_{2t} + \delta_7 DT_{2t} + e_t$													\bar{R}^2	F	DW
(13)	$sbca = 17.334$	$-0.880 T$	$+1.347 ipd00$	$-1.038 ybr1$	$+1.713 tyeya$	$-37.603 D_{51}$	$-45.705 D_{52}$	$-22.038 D_{74}$	$-38.109 D_1$	$+1.168 DT_1$	$-33.376 D_2$	$+0.543 DT_2$	0.900	48.107	1.747
01.1.1.2QX	(0.47)	(-7.02)	(6.55)	(-2.79)	(4.53)	(-5.55)	(-6.98)	(-3.07)	(-2.22)	(2.67)	(-0.59)	(0.52)			
(14)	$sbca = 29.679$	$-0.914 T$	$+1.294 ipd04$	$-1.117 ybr1$	$+1.696 tyeya$	$-37.600 D_{51}$	$-47.828 D_{52}$	$-22.160 D_{74}$	$-30.855 D_1$	$+1.028 DT_1$	$-57.769 D_2$	$+1.043 DT_2$	0.916	56.906	1.947
02.1.1.2QX	(0.87)	(-7.49)	(7.00)	(-3.26)	(4.84)	(-5.96)	(-7.87)	(-3.35)	(-1.96)	(2.50)	(-1.16)	(1.14)			
(15)	$sbca = 33.455$	$-0.906 T$	$+1.286 ipd06$	$-1.151 ybr1$	$+1.717 tyeya$	$-37.120 D_{51}$	$-47.797 D_{52}$	$-22.088 D_{74}$	$-26.684 D_1$	$+0.931 DT_1$	$-66.000 D_2$	$+1.219 DT_2$	0.923	61.614	2.029
03.1.1.2QX	(1.02)	(-7.72)	(7.30)	(-3.49)	(5.11)	(-6.11)	(-8.18)	(-3.47)	(-1.76)	(2.33)	(-1.41)	(1.41)			
(16)	$sbca = 43.294$	$-0.914 T$	$+1.242 ipd09$	$-1.218 ybr1$	$+1.741 tyeya$	$-36.666 D_{51}$	$-47.732 D_{52}$	$-21.772 D_{74}$	$-21.914 D_1$	$+0.847 DT_1$	$-86.264 D_2$	$+1.613 DT_2$	0.931	68.909	2.142
04.1.1.2QX	(1.39)	(-8.23)	(7.76)	(-3.89)	(5.48)	(-6.37)	(-8.63)	(-3.62)	(-1.53)	(2.23)	(-2.04)	(2.07)			
(17)	$sbca = 50.642$	$-0.911 T$	$+1.186 ipd12$	$-1.255 ybr1$	$+1.782 tyeya$	$-36.774 D_{51}$	$-47.488 D_{52}$	$-21.593 D_{74}$	$-16.101 D_1$	$+0.741 DT_1$	$-110.863 D_2$	$+2.086 DT_2$	0.935	73.891	2.215
05.1.1.2QX	(1.68)	(-8.50)	(8.03)	(-4.15)	(5.81)	(-6.61)	(-8.88)	(-3.71)	(-1.16)	(2.00)	(-2.88)	(2.93)			
(18)	$sbca = 61.552$	$-0.912 T$	$+1.113 ipd18$	$-1.316 ybr1$	$+1.800 tyeya$	$-37.830 D_{51}$	$-47.055 D_{52}$	$-21.355 D_{74}$	---	$+0.398 DT_1$	$-154.251 D_2$	$+2.967 DT_2$	0.940	85.887	2.273
06.1.1.2QX	(2.10)	(-8.28)	(8.33)	(-4.50)	(5.83)	(-7.00)	(-8.98)	(-3.77)		(3.73)	(-4.64)	(5.04)			
(19)	$sbca = 68.327$	$-0.936 T$	$+1.038 ipd24$	$-1.328 ybr1$	$+1.796 tyeya$	$-38.871 D_{51}$	$-46.944 D_{52}$	$-21.151 D_{74}$	---	$+0.463 DT_1$	$-184.743 D_2$	$+3.513 DT_2$	0.941	87.852	2.295
07.1.1.2QX	(2.37)	(-8.58)	(8.30)	(-4.59)	(5.89)	(-7.29)	(-9.07)	(-3.78)		(4.59)	(-6.07)	(6.49)			
(20)	$sbca = 57.774$	$-0.908 T$	$+1.038 tcr1a0$	$-0.786 ybr1$	$+1.896 tyeya$	$-30.495 D_{51}$	$-37.066 D_{52}$	$-21.664 D_{74}$	$-55.391 D_1$	$+2.125 DT_1$	$-240.382 D_2$	$+4.235 DT_2$	0.842	28.385	1.264
08.1.1.2QX	(1.28)	(-5.40)	(8.30)	(-1.72)	(3.95)	(-3.22)	(-3.94)	(-2.37)	(-2.30)	(3.72)	(-4.43)	(4.12)			
(21)	$sbca = 88.198$	$-0.855 T$	$+0.291 tcr1a2$	$-1.194 ybr1$	$+1.549 tyeya$	$-25.338 D_{51}$	$-33.194 D_{52}$	$-21.084 D_{74}$	$-35.339 D_1$	$+1.473 DT_1$	$-237.753 D_2$	$+4.435 DT_2$	0.893	41.995	1.650
10.1.1.2QX	(2.26)	(-5.38)	(5.43)	(-2.99)	(3.52)	(-3.18)	(-4.31)	(-2.76)	(-1.95)	(3.16)	(-6.08)	(5.91)			

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do pacote computacional E-Views.

Notas: a hipótese H_0 (existência de raiz unitária) não pôde ser rejeitada (ao nível de 1%) para as séries $c1d0a$, $c1d1a$, $c2d0a$, $c2d1a$ e $c2d2a$ nos testes em que se considerou que houve mudanças na tendência em 1980 e 1994 (teste exógeno, ver Tabela A.3). Portanto não seria recomendável utilizá-las nas regressões acima, já que os resultados tenderiam a ser espúrios. Nas regressões em que se utilizou, alternativamente, $ipd09$, $ipd12$, $ipd18$, $ipd24$ e $c1d2a$ como *proxies* dos preços relativos (*PR*), a *dummy* D_1 (mudança no intercepto em 1980) mostrou-se muito pouco significativa, por isso optou-se por não incluí-la nessas regressões.

Tabela A.6

Resultados das regressões – método das variáveis instrumentais com mudanças na tendência (escolha endógena)

$sbca_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 IP_t + \beta_3 Y_t + \beta_4 Y_t^* + \delta_1 D_{51} + \delta_2 D_{52} + \delta_3 D_{74} + \delta_4 D_{1t} + \delta_5 DT_{1t} + \delta_6 D_{2t} + \delta_7 DT_{2t} + e_t$													T_{Bj}	\bar{R}^2	F	DW
(22) $sbca = 21.453 - 0.800T + 1.523ipd00 - 1.201ybr1 + 1.564tyeua - 36.339D_{51} - 44.904D_{52} - 22.793D_{74} - 37.816D_1 + 0.973DT_1 + 16.252D_2 - 0.305DT_2$	(1978)	0.892	44.088	1.713												
01.1.1.1QN (0.57) (-5.61) (9.01) (-3.05) (3.85) (-5.13) (-6.58) (-3.07) (-2.25) (1.98) (0.43) (-0.43) (1993)																
(23) $sbca = 27.525 - 0.881T + 1.438ipd04 - 1.194ybr1 + 1.620tyeua - 36.761D_{51} - 47.417D_{52} - 22.442D_{74} - 34.317D_1 + 0.988DT_1 - 13.867D_2 + 0.266DT_2$	(1979)	0.908	51.157	1.886												
02.1.1.1QN (0.79) (-6.57) (9.12) (-3.35) (4.25) (-5.51) (-7.42) (-3.23) (-2.05) (2.09) (-0.39) (0.39) (1993)																
(24) $sbca = 31.130 - 0.880T + 1.414ipd06 - 1.216ybr1 + 1.669tyeua - 36.425D_{51} - 47.456D_{52} - 22.235D_{74} - 30.902D_1 + 0.927DT_1 - 25.333D_2 + 0.490DT_2$	(1979)	0.915	55.775	1.972												
03.1.1.1QN (0.93) (-6.85) (9.51) (-3.56) (4.58) (-5.70) (-7.75) (-3.34) (-1.92) (2.03) (-0.75) (0.76) (1993)																
(25) $sbca = 40.716 - 0.899T + 1.371ipd09 - 1.280ybr1 + 1.726tyeua - 36.107D_{51} - 47.451D_{52} - 21.675D_{74} - 27.493D_1 + 0.886DT_1 - 43.163D_2 + 0.832DT_2$	(1979)	0.923	61.659	2.086												
04.1.1.1QN (1.28) (-7.36) (9.96) (-3.93) (5.00) (-5.93) (-8.15) (-3.43) (-1.78) (2.03) (-1.39) (1.39) (1993)																
(26) $sbca = 52.687 - 0.858T + 1.394ipd12 - 1.419ybr1 + 1.698tyeua - 35.386D_{51} - 46.767D_{52} - 21.727D_{74} - 19.456D_1 + 0.642DT_1 - 47.190D_2 + 0.969DT_2$	(1981)	0.922	60.284	2.052												
05.1.1.1QN (1.66) (-7.75) (11.4) (-4.56) (5.09) (-5.85) (-8.01) (-3.47) (-0.91) (1.15) (-1.56) (1.48) (1992)																
(27) $sbca = 65.084 - 0.926T + 1.232ipd18 - 1.428ybr1 + 1.785tyeua - 37.726D_{51} - 47.016D_{52} - 20.661D_{74} - 4.510D_1 + 0.442DT_1 - 107.45D_2 + 2.122DT_2$	(1980)	0.932	67.638	2.222												
06.1.1.1QN (2.10) (-7.79) (9.75) (-4.62) (5.39) (-6.53) (-8.39) (-3.43) (-0.27) (0.99) (-3.74) (3.70) (1993)																
(28) $sbca = 80.567 - 0.834T + 1.222ipd24 - 1.585ybr1 + 1.747tyeua - 37.469D_{51} - 45.632D_{52} - 21.156D_{74} + 0.553D_1 + 0.259DT_1 - 127.71D_2 + 2.531DT_2$	(1981)	0.915	54.215	2.110												
07.1.1.1QN (2.37) (-6.68) (8.50) (-4.63) (4.73) (-5.85) (-7.33) (-3.19) (0.03) (0.49) (-3.80) (3.71) (1993)																
(29) $sbca = 74.978 - 3.292T + 0.458tcr1a2 - 1.019ybr1 + 1.278tyeua - 30.032D_{51} - 35.599D_{52} - 24.681D_{74} - 30.257D_1 + 2.765DT_1 - 88.430D_2 + 2.302DT_2$	(1962)	0.793	18.067	1.040												
10.1.1.1QN (1.20) (-2.29) (8.04) (-1.44) (2.04) (-2.37) (-3.04) (-2.20) (-1.85) (1.95) (-4.51) (4.46) (1981)																
(30) $sbca = 108.77 - 1.128T + 0.501tcr2a2 - 1.917ybr1 + 1.278tyeua - 7.578D_{51} - 13.241D_{52} - 19.089D_{74} + 8.931D_1 + 0.028DT_1 - 99.278D_2 + 3.117DT_2$	(1971)	0.571	7.540	0.800												
11.1.1.1QN (1.30) (-1.88) (4.27) (-2.22) (1.45) (-0.45) (-0.80) (-1.24) (0.17) (0.02) (-1.55) (1.61) (1981)																

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do pacote computacional E-Views.

Notas: a hipótese H_0 (existência de raiz unitária) não pôde ser rejeitada (ao nível de 1%) para as séries $c1d0a$, $c1d1a$, $c2d1a$ e $c2d2a$ nos testes em que se considerou que houve mudanças na tendência (teste endógeno, ver Tabela A.3), portanto não seria recomendável utilizá-las nas regressões acima, já que os resultados tenderiam a ser espúrios. T_{Bj} denota os pontos de quebra na tendência, e as datas foram domadas do teste endógeno de raiz unitária para as *proxies* representativas dos preços relativos, excetuando a séria $ipd24$ em que as datas de quebras tomadas referem-se à segunda escolha (segundo menor valor de t , -8.4627).

Tabela A.7

Resultados das regressões – método das variáveis instrumentais com mudanças na tendência

$$sbca_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 IP_t + \beta_3 Y_{INTt} + \beta_4 Y_{EXTt} + \delta_1 D_{51} + \delta_2 D_{52} + \delta_3 D_{74} + \delta_4 D_{1t} + \delta_5 DT_{1t} + \delta_6 D_{2t} + \delta_7 DT_{2t} + e_t$$

													T_{Bj}	\bar{R}^2	F	DW
(31) <i>sbca</i>	= 47.802	- 0.747 <i>T</i>	+ 1.385 <i>ipd09</i>	- 1.435 <i>ybr1</i>	+ 2.523 <i>tymun</i>	- 35.889 D_{51}	- 40.336 D_{52}	- 23.941 D_{74}	- 24.777 D_1	+ 0.760 DT_1	---	---	(1981)	0.915	63.452	2.046
04.1.2.1QX	(1.46)	(-6.21)	(14.21)	(-4.48)	(4.37)	(-5.64)	(-6.40)	(-3.73)	(-2.72)	(3.58)						
(32) <i>sbca</i>	= 27.114	- 0.730 <i>T</i>	+ 1.448 <i>ipd09</i>	- 1.218 <i>ybr2</i>	+ 1.607 <i>tyeua</i>	- 32.409 D_{51}	- 44.729 D_{52}	- 26.584 D_{74}	- 39.250 D_1	+ 0.988 DT_1	---	---	(1981)	0.903	54.250	1.833
04.2.1.1QX	(0.86)	(-5.79)	(13.94)	(-3.82)	(4.33)	(-4.82)	(-6.85)	(-3.98)	(-4.23)	(4.63)						
(33) <i>sbca</i>	= 21.627	- 0.590 <i>T</i>	+ 1.377 <i>ipd09</i>	- 1.203 <i>ybr2</i>	+ 2.725 <i>tymun</i>	- 33.515 D_{51}	- 37.284 D_{52}	- 28.742 D_{74}	- 25.104 D_1	+ 0.663 DT_1	---	---	(1981)	0.905	55.045	1.907
04.2.2.1QX	(0.69)	(-4.53)	(13.21)	(-3.82)	(4.44)	(-4.99)	(-5.58)	(-4.40)	(-2.58)	(2.96)						
(34) <i>sbca</i>	= 52.394	- 0.822 <i>T</i>	+ 0.987 <i>ipd18</i>	- 1.213 <i>ybr1</i>	+ 2.775 <i>tymun</i>	- 39.172 D_{51}	- 40.379 D_{52}	- 24.417 D_{74}	---	+ 0.483 DT_1	- 150.994 D_2	+ 2.799 DT_2	1980	0.935	78.489	2.254
06.1.2.2QX	1.71	-6.96	6.66	-3.97	5.16	-6.84	-7.16	-4.20		4.17	-4.31	4.52	1994			
(35) <i>sbca</i>	= 25.719	- 0.704 <i>T</i>	+ 1.148 <i>ipd18</i>	- 1.015 <i>ybr2</i>	+ 1.777 <i>tyeua</i>	- 33.907 D_{51}	- 43.748 D_{52}	- 27.352 D_{74}	---	+ 0.231 DT_1	- 152.873 D_2	+ 2.954 DT_2	1980	0.913	58.906	2.017
06.2.1.2QX	0.85	-5.16	6.86	-3.20	4.79	-5.23	-6.93	-4.27		1.61	-3.75	4.10	1994			
(36) <i>sbca</i>	= 23.651	- 0.618 <i>T</i>	+ 1.001 <i>ipd18</i>	- 0.975 <i>ybr2</i>	+ 2.902 <i>tymun</i>	- 35.981 D_{51}	- 36.965 D_{52}	- 29.486 D_{74}	---	+ 0.337 DT_1	- 151.579 D_2	+ 2.813 DT_2	1980	0.912	58.312	2.071
06.2.2.2QX	0.78	-4.40	5.75	-3.07	4.66	-5.44	-5.66	-4.65		2.29	-3.70	3.90	1994			
(37) <i>sbca</i>	= 58.304	- 0.838 <i>T</i>	+ 1.126 <i>ipd18</i>	- 1.358 <i>ybr1</i>	+ 2.688 <i>tymun</i>	- 38.814 D_{51}	- 40.497 D_{52}	- 23.600 D_{74}	- 2.571 D_1	+ 0.469 DT_1	- 98.627 D_2	+ 1.870 DT_2	(1980)	0.924	60.325	2.208
06.1.2.2QN	(1.78)	(-6.49)	(8.13)	(-4.16)	(4.60)	(-6.27)	(-6.63)	(-3.77)	(-0.15)	(0.99)	(-3.26)	(3.09)	(1993)			
(38) <i>sbca</i>	= 26.809	- 0.709 <i>T</i>	+ 1.216 <i>ipd18</i>	- 1.070 <i>ybr2</i>	+ 1.779 <i>tyeua</i>	- 33.852 D_{51}	- 43.705 D_{52}	- 27.140 D_{74}	- 12.199 D_1	+ 0.493 DT_1	- 108.163 D_2	+ 2.081 DT_2	(1980)	0.906	48.891	2.021
06.2.1.2QN	(0.86)	(-4.95)	(8.21)	(-3.36)	(4.58)	(-5.02)	(-6.66)	(-4.08)	(-0.64)	(0.94)	(-3.21)	(3.09)	(1993)			
(39) <i>sbca</i>	= 25.717	- 0.616 <i>T</i>	+ 1.105 <i>ipd18</i>	- 1.063 <i>ybr2</i>	+ 2.865 <i>tymun</i>	- 35.582 D_{51}	- 36.804 D_{52}	- 29.272 D_{74}	- 9.783 D_1	+ 0.515 DT_1	- 98.713 D_2	+ 1.814 DT_2	(1980)	0.903	47.014	2.079
06.2.2.2QN	(0.81)	(-4.11)	(7.07)	(-3.28)	(4.34)	(-5.10)	(-5.33)	(-4.38)	(-0.50)	(0.96)	(-2.88)	(2.65)	(1993)			

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do pacote computacional E-Views.

Notas: as *proxies* dos *PR* que geraram os resultados mais robustos em cada uma das equações reproduzidas nas Tabelas A.4, A.5 e A.6 [equações (04), (18) e (27)] foram selecionadas para compor com as séries *ybr2* e *tymun*, até então não avaliadas, as regressões acima. T_{Bj} denota as mesmas datas de quebra na tendência tomadas nas equações (04), (18) e (27).

Tabela A.8
Resultados dos testes DFA, PP e KPSS de raiz unitária

Séries	n	Teste ADF						Teste PP					Teste KPSS			
		k	μ	β	α	t	H_0	μ	β	α	t	H_0	μ	β	LM-St.	H_0
<i>sbca</i>	104	2	-	-	-0,0524	-1,1774	^a	-	-	-0,0934	-1,964	**	2102,2 (3,955)	-	0,1491	^a
<i>ip1</i>	104	1	2,8916 (1,823)	-	-0,0312	-1,7689	^a	2,6183 (1,480)	-	-0,0262	-1,7369	^a	88,875 (65,79)	-	0,1556	^a
<i>tcrc1</i>	104	2	5,3696 (1,742)	-	-0,0561	-1,7745	^a	5,9310 (1,764)	-	-0,0624	-2,0294	^a	95,998 (51,56)	-	0,2176	^a
<i>tcr</i>	104	2	-	-	-0,0035	-0,6386	^a	-	-	-0,0045	-0,7062	^a	169,23 (23,69)	-0,682 (-5,693)	0,1423	*
<i>uci</i>	104	1	30,460 (5,064)	0,284 (2,493)	-0,4021	-5,1411	***	30,460 (5,063)	0,284 (2,493)	-0,4021	-5,1749	***	76,485 (97,57)	0,0576 (4,378)	0,0785	^a
<i>pib1</i>	104	0	10,785 (2,964)	0,0929 (3,064)	-0,1374	-2,9127	^a	10,785 (2,964)	0,0929 (3,064)	-0,1374	-3,0467	^a	77,2586 (98,51)	0,0132 (47,927)	0,0883	^a
<i>pib2</i>	104	0	16,435 (3,263)	0,0878 (3,346)	-0,1892	-3,3353	*	16,435 (3,263)	0,0878 (3,346)	-0,1892	-3,2710	*	88,135 (69,13)	0,4122 (19,271)	0,0828	^a
<i>cpib1</i>	103	0	0,4704 (2,363)	-	-0,8513	-8,6204	***	0,4704 (2,363)	-	-0,8513	-8,6714	***	0,5394 (2,817)	-	0,0721	^a
<i>cpib2</i>	103	0	-	-	-1,2433	-8,9617	***	-	-	-1,0088	-10,148	***	0,3828 (1,031)	-	0,1068	^a
<i>pibe</i>	104	5	5,5232 (3,210)	0,0569 (3,161)	-0,1139	-3,0812	^a	6,771 (3,266)	0,0435 (3,257)	-0,1356	-3,1181	*	48,073 (238,3)	0,484 (142,9)	0,1303	*
<i>pie</i>	104	8	11,049 (3,708)	0,0754 (3,537)	-0,1810	-3,6004	**	32,661 (6,162)	0,2222 (6,106)	-0,5306	-6,8608	***	61,61 (113,9)	0,4125 (45,47)	0,0584	^a
<i>limpm</i>	104	5	0,7913 (3,088)	0,0025 (3,242)	-0,1336	-3,0670	^a	0,9543 (3,103)	0,0030 (3,275)	-0,1598	-2,9833	^a	5,9519 (303,1)	0,0177 (53,65)	0,0764	^a
<i>cpibe</i>	103	4	0,4088 (3,558)	-	-0,6110	-3,7902	***	0,8711 (10,23)	-	-1,3193	-13,406	***	0,6510 (10,07)	-	0,0821	^a
<i>cpie</i>	103	8	0,4373 (2,907)	-	-0,7498	-3,5441	***	-1,469 (2,907)	-	-0,7498	-21,148	***	0,5070 (1,390)	-	0,0691	^a
<i>cimpm</i>	103	8	1,4698 (3,017)	-	-0,7704	-4,2564	***	2,8003 (5,562)	-	-1,5090	-17,490	***	1,8679 (3,417)	-	0,2307	^a

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do pacote computacional E-Views.

Notas: * denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 10%; ** denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 5%; *** denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 1%; ^a denota que a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ainda que a 10%.

Valores críticos: -2.5889 (1%), -1.9441 (5%), -1.6146 (10%), sem intercepto e sem tendência; -3.4984 (1%), -2.8912 (5%), -2.5827 (10%), com intercepto e sem tendência; -4.0543 (1%), -3.4563 (5%), -3.1540 (10%), com intercepto e tendência - para os testes DFA e Phillips-Perron (MacKinnon, 1996). 0.739 (1%), 0.463 (5%), 0.347 (10%), com intercepto e sem tendência; 0.216 (1%), 0.146 (5%), 0.119 (10%), com intercepto e tendência - para o teste KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992). Valores obtidos no pacote computacional E-views, versão 5.

Tabela A.9

Resultados dos testes de raiz unitária considerando duas quebras estruturais
 – Lee e Strazicich (2002) –

Séries	n	Modelo C								Modelo C						
		Teste Endógeno								Teste Exógeno						
		λ_j	k	T_B	DT_1	DT_2	ϕ	t	H_0	λ	k	T_B	$t_{coef\ DT1}$	$t_{coef\ DT2}$	t	H_0
sbca	104	0.24 0.66	8	86(1) 97(1)	-1680.7 (-2.58)	-1281.9 (-1.97)	-0.75	-4.97	^a	0.54 0.86	8	93(4) 02(1)	-2.49	2.52	-3.10	^a
lp1	104	0.54 0.86	12	93(4) 02(1)	-6.48 (-4.83)	3.81 (3.59)	-0.21	-4.80	^a	0.24 0.66	4	86(1) 97(1)	-1.85	2.39	-3.39	^a
tcre1	104	0.35 0.81	8	88(4) 00(4)	-6.60 (-3.88)	11.87 (4.34)	-0.36	-5.38	*							
tcr	104	0.35 0.73	8	88(4) 98(4)	-11.51 (-4.86)	9.27 (-4.86)	-0.24	-5.56	*							
lpib1	104	0.18 0.40	10	84(2) 90(2)	0.0389 (3.92)	-0.0244 (-3.81)	-0.38	-5.34	*							
lpib2	104	0.20 0.40	11	85(1) 90(2)	0.0947 (4.33)	-0.0715 (-4.56)	-0.52	-5.95	**							
lpibe	104	0.28 0.48	12	87(1) 92(2)	0.0100 (4.74)	-0.0057 (-5.03)	-0.36	-5.73	**							
lpie	104	0.29 0.84	12	87(2) 01(3)	0.0259 (4.20)	-0.0110 (-3.02)	-0.32	-5.21	^a							
limpm	104	0.26 0.79	12	86(3) 00(3)	0.0638 (4.53)	-0.0657 (-4.10)	-0.45	-5.02	^a							

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do pacote computacional E-Views.

Notas: * denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 10%; ** denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 5%; *** denota que a hipótese H_0 pode ser rejeitada a 1%; ^a denota que a hipótese H_0 não pode ser rejeitada mesmo a 10%. λ_j denota a localização da quebra.

Valores críticos obtidos em Lee e Strazicich (2002, p. 19-20), Tabelas 1 e 2, para os testes exógeno e endógeno, respectivamente.

Tabela A.10

Resultado do VAR básico

Vector Autoregression Estimates
Date: 07/10/07 Time: 00:36
Sample (adjusted): 1981Q1 2005Q4
Included observations: 100 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	<i>uci</i>	<i>ip1</i>	<i>sbc</i>
<i>uci</i> (-1)	0.679422 [7.59548]	-0.027438 [-0.22739]	-119.6428 [-1.16439]
<i>uci</i> (-2)	0.123907 [1.62657]	-0.043628 [-0.42457]	-131.4989 [-1.50279]
<i>ip1</i> (-1)	-0.119458 [-1.45509]	1.072949 [9.68874]	55.56463 [0.58921]
<i>ip1</i> (-2)	0.046437 [0.65821]	-0.263293 [-2.76662]	173.3702 [2.13928]
<i>sbc</i> (-1)	6.50E-05 [0.68758]	0.000441 [3.45810]	0.603689 [5.55746]
<i>sbc</i> (-2)	0.000185 [2.03680]	-0.000100 [-0.81690]	-0.359154 [-3.44586]
C	20.67880 [4.06552]	19.74841 [2.87830]	-1179.838 [-0.20193]
P86(4)	2.257270 [1.54165]	1.967925 [0.99638]	-4654.670 [-2.76750]
P90(2)	-14.45932 [-8.98475]	-1.329071 [-0.61224]	-2088.125 [-1.12957]
P90(3)	12.90946 [6.16529]	-2.899114 [-1.02642]	-9216.280 [-3.83177]
P91(1)	-5.456868 [-3.25401]	0.127510 [0.05637]	-1675.919 [-0.87001]
P92(1)	-5.747597 [-3.84427]	0.155220 [0.07696]	1021.955 [0.59505]
P94(4)	-1.927606 [-1.28037]	-0.297605 [-0.14655]	-4586.406 [-2.65209]
P95(2)	3.403582 [2.35824]	-1.544631 [-0.79340]	-4138.982 [-2.49656]
P99(1)	-0.868782 [-0.62141]	4.999007 [2.65071]	4144.031 [2.58039]
B93(4)	-2.369999 [-1.03721]	-12.95207 [-4.20213]	990.6445 [0.37743]
DT93(4)	0.046207 [1.50351]	0.158813 [3.83088]	-13.52696 [-0.38317]
B02(1)	0.378466 [0.03931]	54.51990 [4.19773]	-10385.52 [-0.93901]
DT02(1)	-0.015721 [-0.15117]	-0.580895 [-4.14073]	131.3163 [1.09921]
TR2	-0.256539 [-0.28245]	3.108527 [2.53724]	2994.717 [2.87043]
TR3	1.444698	-0.664862	156.7085

	[2.46811]	[-0.84204]	[0.23307]
TR4	0.353251 [0.46086]	3.518894 [3.40334]	1099.211 [1.24843]
<i>cpibe</i> (-1)	-0.961637 [-2.42679]	1.165835 [2.18108]	1302.821 [2.86223]
<i>cpibe</i> (-2)	0.911641 [2.17238]	-0.894156 [-1.57957]	98.33151 [0.20399]
<i>cpibe</i> (-3)	-0.527895 [-1.33867]	0.892280 [1.67741]	1042.063 [2.30047]
<i>cpib1</i>	0.323244 [3.40809]	-0.160679 [-1.25589]	-89.04105 [-0.81728]
<i>cpib1</i> (-1)	0.456941 [4.21978]	0.200379 [1.37182]	-539.8488 [-4.34010]
<i>cpib1</i> (-2)	0.009964 [0.10505]	0.358860 [2.80485]	347.6651 [3.19103]
<i>cpib1</i> (-3)	0.221388 [2.21229]	0.128417 [0.95131]	-257.4640 [-2.23977]
<hr/>			
R-squared	0.936529	0.988456	0.944503
Adj. R-squared	0.911498	0.983903	0.922616
Sum sq. resids	118.5136	215.6459	1.56E+08
S.E. equation	1.291977	1.742776	1484.079
F-statistic	37.41494	217.1117	43.15495
Log likelihood	-150.3867	-180.3172	-855.0243
Akaike AIC	3.587734	4.186345	17.68049
Schwarz SC	4.343234	4.941844	18.43599
Mean dependent	79.25800	89.43110	2376.167
S.D. dependent	4.342884	13.73618	5334.974
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		8603842.	
Determinant resid covariance		3079410.	
Log likelihood		-1172.694	
Akaike information criterion		25.19388	
Schwarz criterion		27.46038	
<hr/>			

Fonte: EViews

Tabela A.11

Critérios de escolha do número de termos defasados

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: UCI IP1 SBCA
 Exogenous variables: C P86_4 P90_2 P90_3 P91_1 P92_1 P94_4 P95_2 P99_1 B93_4 B93_4*T B02_3
 B02_3*T TR2 TR3 TR4 CPIBE(-1) CPIBE(-2) CPIBE(-3) CPIB1 CPIB1(-1) CPIB1(-2) CPIB1(-3)
 Date: 06/25/07 Time: 02:37
 Sample: 1980Q1 2005Q4
 Included observations: 96

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1348.083	NA	1.37e+09	29.52256	31.36569	30.26759
1	-1143.858	297.8280	23755494	25.45538	27.53891	26.29758
2	-1122.673	29.57121	18741466	25.20152	27.52546*	26.14089
3	-1107.397	20.36802*	16794751*	25.07077	27.63511	26.10732*
4	-1103.861	4.493994	19315796	25.18459	27.98935	26.31832
5	-1093.256	12.81370	19282872	25.15117	28.19633	26.38207
6	-1080.132	15.03840	18385175	25.06524	28.35081	26.39332
7	-1070.622	10.30254	19042469	25.05462	28.58060	26.47988
8	-1055.309	15.63126	17628964	24.92311*	28.68950	26.44555

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: EViews

Tabela A.12

Avaliação da condição de estabilidade: raízes características

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: *uci ip1 sbca*
 Exogenous variables: C P86_4 P90_2 P90_3 P91_1 P92_1
 P94_4 P95_2 P99_1 B93_4 B93_4*T B02_1 B02_1*T TR2
 TR3 TR4 CPIBE(-1) CPIBE(-2) CPIBE(-3) CPIB1 CPIB1(-
 1) CPIB1(-2) CPIB1(-3)
 Lag specification: 1 2
 Date: 07/12/07 Time: 18:37

Root	Modulus
0.853281 - 0.065128i	0.855763
0.853281 + 0.065128i	0.855763
0.257948 - 0.557443i	0.614232
0.257948 + 0.557443i	0.614232
0.228050	0.228050
-0.094450	0.094450

No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.

Fonte: EViews

Tabela A.13

Identificação do VAR estrutural

– Ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$ –

Structural VAR Estimates

Date: 07/12/07 Time: 23:13

Sample (adjusted): 1981Q1 2005Q4

Included observations: 100 after adjustments

Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)

Convergence achieved after 18 iterations

Structural VAR is just-identified

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$

Restriction Type: short-run text form

@e1 = c(1)*@u1

@e2 = -c(2)*@e1 + c(3)*@u2

@e3 = -c(4)*@e1 - c(5)*@e2 + c(6)*@u3

where

@e1 represents UCI residuals

@e2 represents IP1 residuals

@e3 represents SBCA residuals

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	-0.009659	0.134889	-0.071609	0.9429
C(4)	502.1706	100.8364	4.980054	0.0000
C(5)	-169.3872	74.75335	-2.265949	0.0235
C(1)	1.291977	0.091357	14.14214	0.0000
C(3)	-1.742731	0.123230	-14.14214	0.0000
C(6)	1302.750	92.11831	14.14214	0.0000

Log likelihood -1224.068

Estimated A matrix:

1.000000	0.000000	0.000000
-0.009659	1.000000	0.000000
502.1706	-169.3872	1.000000

Estimated B matrix:

1.291977	0.000000	0.000000
0.000000	1.742731	0.000000
0.000000	0.000000	1302.750

Fonte: EViews

Tabela A.14

Identificação do VAR estrutural

– Ordem de Cholesky: $ip1_t \rightarrow uci_t \rightarrow sbca_t$ –

Structural VAR Estimates

Date: 07/13/07 Time: 02:29

Sample (adjusted): 1981Q1 2005Q4

Included observations: 100 after adjustments

Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)

Convergence achieved after 19 iterations

Structural VAR is just-identified

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$

Restriction Type: short-run text form

@e1 = c(1)*@u1

@e2 = -c(2)*@e1 + c(3)*@u2

@e3 = -c(4)*@e1 - c(5)*@e2 + c(6)*@u3

where

@e1 represents IP1 residuals

@e2 represents UCI residuals

@e3 represents SBCA residuals

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	-0.005308	0.074131	-0.071609	0.9429
C(4)	-169.3872	74.75335	-2.265949	0.0235
C(5)	502.1706	100.8364	4.980054	0.0000
C(1)	1.742776	0.123233	14.14214	0.0000
C(3)	1.291944	0.091354	14.14214	0.0000
C(6)	1302.750	92.11831	14.14214	0.0000
Log likelihood	-1224.068			
Estimated A matrix:				
	1.000000	0.000000	0.000000	
	-0.005308	1.000000	0.000000	
	-169.3872	502.1706	1.000000	
Estimated B matrix:				
	1.742776	0.000000	0.000000	
	0.000000	1.291944	0.000000	
	0.000000	0.000000	1302.750	

Fonte: EViews

Tabela A.15

Função impulso-resposta

– Ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$ –

Period	Response of <i>uci</i> :			Response of <i>ip1</i> :			Response of <i>sbca</i> :		
	<i>uci</i>	<i>ip1</i>	<i>sbca</i>	<i>uci</i>	<i>ip1</i>	<i>sbca</i>	<i>uci</i>	<i>ip1</i>	<i>sbca</i>
1	1.29198	0.00000	0.00000	0.01248	1.74273	0.000000	-646.679	295.196	1302.7500
2	0.83426	-0.18899	0.08471	-0.30732	2.00008	0.574672	-544.276	275.041	786.4559
3	0.60929	-0.21396	0.28080	-0.58772	1.78413	0.830936	-380.935	495.901	28.6838
4	0.44791	-0.20596	0.27592	-0.71641	1.59304	0.662864	-303.025	696.927	-164.0762
5	0.34800	-0.13693	0.17629	-0.74838	1.51234	0.397372	-321.528	693.232	1.6018
6	0.27116	-0.05137	0.10706	-0.75498	1.45209	0.252070	-351.593	571.878	139.5217
7	0.20050	0.01020	0.09229	-0.75858	1.35016	0.216591	-346.676	463.290	130.5605
8	0.13786	0.04253	0.09608	-0.75024	1.21548	0.202462	-315.695	406.594	59.3247
9	0.08831	0.05971	0.09057	-0.72237	1.08009	0.166658	-282.133	374.250	14.0918
10	0.05185	0.07274	0.07481	-0.67886	0.95979	0.119116	-255.839	337.907	8.0918
11	0.02494	0.08346	0.05869	-0.62811	0.85247	0.080082	-233.891	293.607	14.4754
12	0.00439	0.08999	0.04755	-0.57573	0.75221	0.055264	-211.708	250.103	14.0736
13	-0.01131	0.09174	0.04029	-0.52356	0.65750	0.039106	-188.493	213.381	6.8452
14	-0.02272	0.08996	0.03420	-0.47203	0.57009	0.025841	-165.885	183.126	-0.2404
15	-0.03038	0.08626	0.02821	-0.42183	0.49154	0.013943	-145.238	156.755	-3.7775
16	-0.03509	0.08155	0.02265	-0.37398	0.42184	0.004248	-126.754	132.858	-4.8118
17	-0.03760	0.07614	0.01801	-0.32930	0.36013	-0.002710	-110.076	111.463	-5.3137
18	-0.03851	0.07020	0.01433	-0.28817	0.30557	-0.007371	-94.948	92.884	-6.0268
19	-0.03821	0.06399	0.01135	-0.25068	0.25762	-0.010502	-81.336	77.044	-6.6922
20	-0.03700	0.05777	0.00885	-0.21675	0.21584	-0.012613	-69.255	63.554	-6.9791
21	-0.03516	0.05173	0.00675	-0.18629	0.17971	-0.013916	-58.648	52.027	-6.8823
22	-0.03290	0.04599	0.00502	-0.15918	0.14865	-0.014519	-49.388	42.203	-6.5790
23	-0.03039	0.04060	0.00364	-0.13523	0.12207	-0.014560	-41.335	33.904	-6.2070
24	-0.02778	0.03561	0.00254	-0.11421	0.09945	-0.014199	-34.364	26.959	-5.8054

Fonte: EViews

Tabela A.16

Decomposição da variância

– Ordem de Cholesky: $uci_t \rightarrow ip1_t \rightarrow sbca_t$ –

Period	Variance Decomposition of uci :				Variance Decomposition of $ip1$:				Variance Decomposition of $sbca$:			
	S.E.	uci	$ip1$	$sbca$	S.E.	uci	$ip1$	$sbca$	S.E.	uci	$ip1$	$sbca$
1	1.29	100.00	0.00	0.00	1.74	0.01	99.99	0.00	1484.08	18.99	3.96	77.06
2	1.55	98.22	1.48	0.30	2.73	1.27	94.31	4.43	1786.87	22.38	5.10	72.53
3	1.70	94.23	2.81	2.96	3.42	3.77	87.50	8.74	1893.34	23.98	11.40	64.62
4	1.80	91.12	3.84	5.03	3.90	6.28	84.09	9.62	2046.75	22.71	21.35	55.94
5	1.84	90.10	4.20	5.69	4.26	8.33	82.77	8.90	2184.75	22.10	28.81	49.10
6	1.87	89.95	4.17	5.88	4.57	9.96	82.00	8.04	2289.82	22.47	32.46	45.07
7	1.88	89.84	4.12	6.04	4.83	11.38	81.22	7.40	2365.41	23.21	34.26	42.54
8	1.89	89.62	4.13	6.25	5.04	12.66	80.39	6.95	2421.50	23.85	35.51	40.65
9	1.89	89.35	4.21	6.44	5.21	13.78	79.60	6.62	2466.48	24.29	36.53	39.18
10	1.90	89.08	4.34	6.57	5.34	14.72	78.94	6.34	2502.64	24.64	37.30	38.06
11	1.90	88.83	4.52	6.65	5.45	15.49	78.38	6.12	2530.68	24.95	37.83	37.22
12	1.90	88.57	4.73	6.69	5.53	16.12	77.93	5.95	2551.84	25.23	38.16	36.61
13	1.90	88.33	4.95	6.72	5.59	16.63	77.55	5.82	2567.68	25.46	38.38	36.16
14	1.91	88.11	5.16	6.73	5.64	17.04	77.23	5.73	2579.55	25.64	38.53	35.83
15	1.91	87.91	5.35	6.74	5.68	17.37	76.97	5.65	2588.39	25.78	38.64	35.59
16	1.91	87.74	5.52	6.74	5.71	17.63	76.77	5.60	2594.90	25.89	38.71	35.41
17	1.91	87.60	5.67	6.73	5.73	17.84	76.61	5.56	2599.62	25.97	38.75	35.28
18	1.91	87.48	5.79	6.72	5.74	17.99	76.48	5.53	2603.02	26.04	38.78	35.19
19	1.92	87.39	5.90	6.72	5.76	18.11	76.38	5.50	2605.44	26.09	38.79	35.12
20	1.92	87.31	5.98	6.71	5.76	18.20	76.31	5.49	2607.15	26.12	38.80	35.08
21	1.92	87.25	6.05	6.71	5.77	18.27	76.25	5.48	2608.33	26.15	38.80	35.05
22	1.92	87.20	6.10	6.70	5.77	18.32	76.21	5.47	2609.15	26.17	38.81	35.03
23	1.92	87.17	6.14	6.70	5.78	18.36	76.18	5.47	2609.71	26.18	38.81	35.01
24	1.92	87.14	6.17	6.69	5.78	18.38	76.15	5.46	2610.08	26.19	38.81	35.00

Fonte: EViews