

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

A COMPLEXA QUESTÃO DOS *TWIN DEFICITS*:
UMA ANÁLISE DO PERÍODO DE 1981 A 1995

Breno Schmidt
No. de matrícula: 9314669

Orientador: Dionísio Dias Carneiro

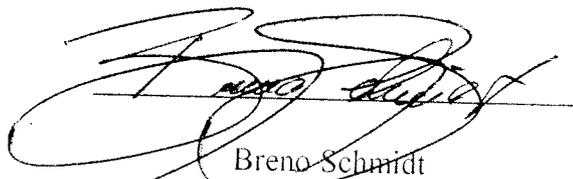
Novembro de 1997

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

A COMPLEXA QUESTÃO DOS *TWIN DEFICITS*:
UMA ANÁLISE DO PERÍODO DE 1981 A 1995

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não
recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto
quando autorizado pelo professor tutor.



Breno Schmidt
No. de matrícula: 9314669

Orientador: Dionísio Dias Carneiro

Novembro de 1997

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”

“Economic control is not merely control of a sector of human life that can be separated from the rest; it’s the control of means for all our ends.”

Friedrich August von Hayek

Gostaria de agradecer as pessoas que colaboraram de forma direta ou indireta no desenvolvimento deste trabalho, particularmente a Caio C. Schmidt por todo apoio na parte gráfica, a André Monteiro, por suas idéias quanto a base de dados e a Guilherme Ribemboim pela cuidadosa revisão. Desnecessário dizer que todos os erros que porventura permaneçam são de exclusiva responsabilidade do autor.

Gostaria também de ressaltar o papel fundamental do meu orientador, Dionísio Dias Carneiro, tanto na elaboração das idéias iniciais quanto no desenvolvimento e conclusão da monografia.

Meus agradecimentos especiais a Thamy Pogrebinschi pelo seu apoio incondicional, dedicação integral e paciência infinita. Muito obrigado.

a quem eu devo tudo:

Anete Machado Coutinho.

ÍNDICE

INTRODUÇÃO	9
CAPÍTULO I – BASES CONCEITUAIS	11
I.1) A Questão dos Twin Deficits	11
I.2) A Influência dos Déficits Fiscais Sobre a Poupança Interna	17
I.2.1) O Financiamento Via Inflação	18
I.2.2) O Financiamento Via Empréstimos	18
CAPÍTULO II – UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO DE 1981 A 1995	20
II.1) Metodologia	20
II.2) Os Primeiros Resultados	23
CAPÍTULO III – UMA ANÁLISE DA BALANÇA COMERCIAL	31
CONCLUSÃO	49
BIBLIOGRAFIA	51
ANEXO ESTATÍSTICO	54

ÍNDICE DE TABELAS E GRÁFICOS

Gráfico 1 – O Investimento e a Poupança Interna	14
Gráfico 2.a – O Período de 1981 a 1995	24
Gráfico 2.b – O Período de 1981 a 1985	24
Gráfico 2.c – O Período de 1986 a 1990	25
Gráfico 2.d – O Período de 1991 a 1995	25
Gráfico 3.a – O Período de 1981 a 1995	31
Gráfico 3.b – O Período de 1981 a 1985	32
Gráfico 3.c – O Período de 1986 a 1990	32
Gráfico 3.d – O Período de 1991 a 1995	33
Tabela 1 – Conta Corrente X Superávit Público	28
Tabela 2 - Balança Comercial X Superávit Público	33
Tabela 3 - Cálculo da Estatística F ²	40
Tabela 4 – A Estatística t	48

INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, o medo de uma crise cambial devastadora paira sobre países em desenvolvimento e, em uma economia globalizada, sobre o mundo em geral. Episódios de crises como a do México em 1994, assustaram o mundo inteiro e foram motivo de enorme preocupação para governos de países subdesenvolvidos. Mais recentemente, a crise no sudeste asiático tem causado grande apreensão no país, mesmo em um momento que contamos com reservas recordes para a prevenção de ataques especulativos.

O receio de que a saúde da economia possa ser comprometida tão rapidamente desloca a atenção dos agentes para a situação externa do Brasil, vale dizer, para o saldo em conta corrente.

A cada divulgação do saldo da balança comercial o país prende sua respiração. Imediatamente uma enxurrada de economistas competentes, nacionais e estrangeiros, dão a sua opinião sobre o resultado, e no caso de aumento do déficit em transações correntes, predizem o quanto ainda será suportável e quais as medidas necessárias para resolver a situação. Normalmente, a culpa recai sobre duas variáveis, não necessariamente exclusivas: a apreciação cambial e a falta de um ajuste fiscal.

A razão porque uma moeda excessivamente apreciada levaria à um problema comercial é direta: como o preço relativo estaria artificialmente maior os produtos

nacionais estariam artificialmente mais caros, o que deslocaria a demanda para o exterior.

O problema do ajuste fiscal e sua relação com o déficit em conta corrente é bem mais complexo, passando por algumas hipóteses sobre o comportamento dos agentes. A complexidade desta relação tem levado a intensos debates sobre o grau de influência do déficit fiscal no déficit externo. Mais ainda, dúvidas quanto a validade das hipóteses subjacentes aos diversos modelos que tentam, de alguma forma, iluminar esta questão têm, como veremos ao longo deste trabalho, levado a debates paralelos, não menos instigantes, sobre o comportamento dos agentes econômicos.

A existência ou não de uma relação entre os déficits do governo e em conta corrente ficou conhecida na literatura como a questão dos *twin deficits*. É exatamente sobre esta questão que se concentra este trabalho.

O capítulo inicial trata das bases conceituais do modelo, enfatizando as hipóteses que o sustentam. No capítulo seguinte, apresentamos os resultados de uma análise do período de 1981 a 1995, fazendo uma comparação com os resultados encontrados em outros trabalhos. O capítulo final apresenta um outro modelo, onde se observa o comportamento da balança comercial como *proxy* para o saldo em conta corrente.

CAPÍTULO I – BASES CONCEITUAIS

I.1) A Questão dos *Twin Deficits*

Teoricamente, a relação entre o déficit fiscal e o déficit em conta corrente pode ser explicada da seguinte forma: suponha que o governo aumente o seu déficit através, por exemplo, de uma redução nos impostos. Este aumento no déficit do governo alteraria o comportamento dos agentes privados no sentido de um aumento no consumo, uma vez que a sua renda disponível aumentou. O aumento no consumo privado, juntamente com o aumento do déficit do governo, levaria à uma diminuição da poupança interna, tendo como consequência um aumento no déficit em transações correntes. Esta relação inversa entre a poupança interna e externa deve-se a uma identidade básica das contas nacionais que afirma que o investimento interno, em equilíbrio, deve ser igual a soma da poupança interna com a poupança externa. Podemos verificá-la facilmente.

Suponha que a demanda agregada seja dada por:

$$Y = C + I + G + NX$$

onde:

Y = Produto interno bruto

C = Consumo privado

I = Nível de investimento

G = Gastos do governo

NX = Saldo em conta corrente

Rearranjando os termos, a identidade acima também pode ser escrita como:

$$I = Y - C - G - NX$$

Adicionado e subtraindo o total de impostos arrecadados (T) ao lado direito da equação e verificando que o saldo em conta corrente equivale, com o sinal trocado, à poupança externa (S_x), nós temos:

$$I = (Y - T - C) + (T - G) + S_x$$

Observando que o primeiro termo entre parênteses equivale à poupança privada (S_p) e que o segundo termo, por sua vez, iguala-se à poupança do governo (S_g), nós finalmente chegamos a identidade:

$$I = S_p + S_g + S_x$$

Deste modo, percebemos que uma diminuição da poupança interna deve ser necessariamente acompanhada por um aumento na poupança externa, para um dado nível de investimento.

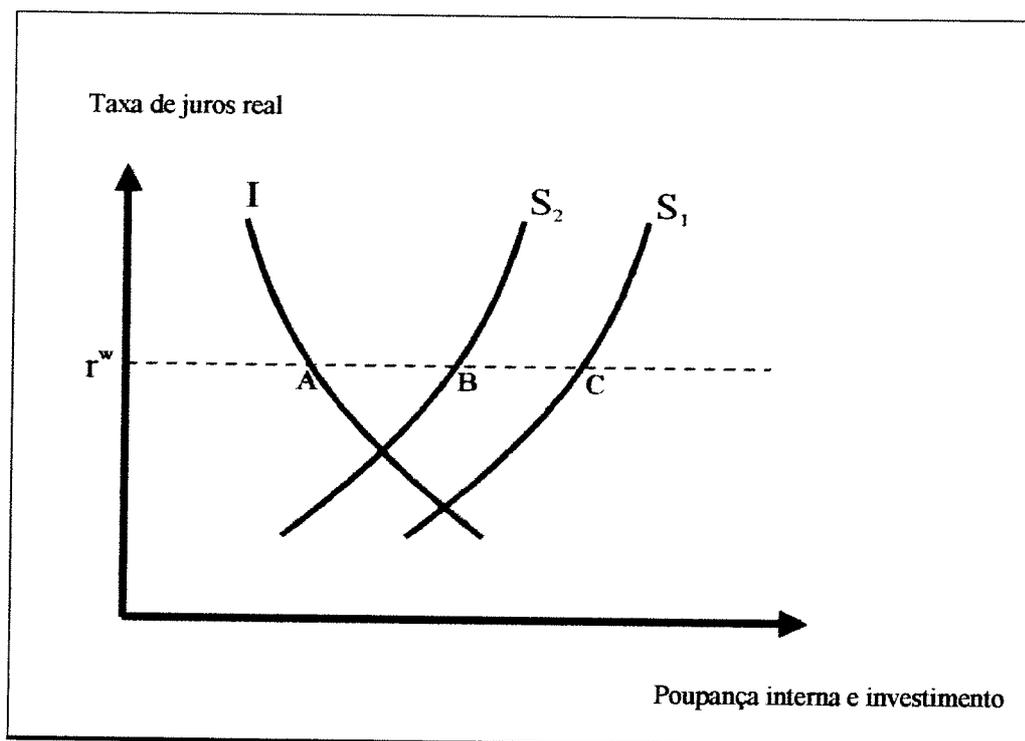
Para uma melhor compreensão da relação entre a poupança interna e o déficit em transações correntes, relação esta crucial se estamos tratando de déficits externo e interno, propomos o seguinte modelo¹:

Suponha uma economia pequena onde a taxa de juros real internacional está fixada em r^w . O nível de investimento é representado no gráfico abaixo pela curva I, enquanto que a poupança interna é dada inicialmente por S1. Nesta situação inicial o país está incorrendo em um superávit em conta corrente, representado pela diferença entre o nível de poupança e o de investimento (distância AC). Isto porque à taxa r^w , o investimento é menor que a poupança desejada, de forma que recursos nacionais estão sendo aplicados no exterior, ou seja, a poupança externa é negativa. Agora, suponha que o déficit do governo aumente². Conforme pode ser observado pelo gráfico abaixo, o saldo em conta corrente só se modificará se a poupança interna for afetada.

¹ Este modelo foi extraído de Abel e Bernanke (1995)

² Por enquanto, assumimos que este aumento no déficit do governo não afeta o investimento, de forma que a curva I não se desloca.

Gráfico 1 – O Investimento e a Poupança Interna



Esta visão, contudo, sofre o ataque da chamada Teoria da Equivalência Ricardiana³. Segundo os defensores desta teoria, um aumento no déficit do governo não significaria necessariamente um aumento no déficit externo. Para explicar esta abordagem, suponhamos que o governo aumente o seu déficit através de uma redução nos impostos (como fez os EUA durante a administração Reagan⁴). Os agentes econômicos não veriam o seu aumento na renda disponível como permanente, pois percebem que em algum momento no futuro o governo terá que pagar a dívida assumida, aumentando os

³ Ver Barro (1974)

⁴ Na verdade, o aumento do déficit dos EUA nos anos 80 também foi devido a um aumento nos gastos do governo.

impostos⁵. Desta forma, a diminuição da poupança do governo seria contrabalançada por um aumento de mesma proporção da poupança privada, deixando a poupança interna constante. Isto significa que, *ceteris paribus*, este aumento no déficit fiscal não acarretaria numa diminuição da poupança interna e, portanto, não levaria a um aumento do déficit externo, para um dado nível de investimento.

Trata-se em última análise, do conflito entre a chamada abordagem Keynesiana, segundo a qual os indivíduos tomam as suas decisões de consumo baseados na sua renda disponível corrente, e a hipótese da Equivalência Ricardiana, onde os indivíduos sabem que terão que pagar no futuro por um aumento do déficit do governo no presente.

Uma outra forma de análise seria supor que o governo aumenta o seu consumo temporariamente mantendo os impostos constantes. Se supusermos que os indivíduos são racionais e que vale a abordagem da Renda Permanente⁶, esperaríamos que este aumento dos gastos do governo implicasse numa diminuição proporcional dos gastos privados⁷, de forma que, novamente, a poupança interna se manteria constante, não havendo razão para que se altere o saldo em conta corrente⁸.

⁵ A Teoria da Equivalência Ricardiana pressupõe que não existam custos significativos ao se transferir renda do presente para o futuro, que os indivíduos não possuam uma taxa de desconto intertemporal elevada e que estes indivíduos se preocupam tanto com o seu consumo como o de seus descendentes.

⁶ Ver Friedman (1957)

⁷ Lembremos que os indivíduos devem precaver-se contra o inevitável aumento futuro dos impostos.

⁸ Existe uma sutil diferença entre as hipóteses da Renda Permanente e a Equivalência Ricardiana. Segundo a abordagem da Renda Permanente para que uma redução de impostos tenha efeito sobre o consumo é necessário que esta redução seja permanente, ou seja, que os indivíduos acreditem que esta redução não será revertida durante o seu período de vida. Se este for o caso, a projeção de consumo

Existem inúmeras razões pelas quais as hipóteses de Equivalência Ricardiana e da Renda Permanente poderiam não serem sustentadas. Primeiramente, ambas pressupõe que os indivíduos são racionais, no sentido que planejam o seu consumo intertemporalmente, não sendo suscetíveis a apenas aumentos na renda corrente. Mais ainda, esta pressuposta racionalidade implica que os indivíduos conhecem as contas do governo, diferenciando os aumentos nos gastos (ou diminuição de impostos) que se traduzem em déficits fiscais, daqueles relativos a mudanças na estrutura fiscal do governo (como seria o caso de uma melhoria da arrecadação dos impostos). No que se trata da Equivalência Ricardiana, argumenta-se ainda contra as hipóteses de que não existam custos relevantes de transferência intertemporal de riqueza, de que a taxa de desconto intertemporal dos indivíduos seja insignificante⁹, e que os indivíduos preocupam-se com o consumo das gerações futuras da mesma forma com que o seu próprio consumo. A Equivalência Ricardiana também pressupõe que não haja restrição de liquidez, o que na prática pode não ser verificado.

Obviamente, o resultado destas argumentações implica na não existência de um consenso entre os economistas se existe ou não uma relação direta entre os déficits do governo e o em conta corrente, muito pelo contrário, a discussão entre estas duas

constante ao longo do tempo será revisada e os indivíduos passarão a consumir mais, dado o seu aumento na renda permanente. Porém, no caso da Equivalência Ricardiana os indivíduos se preocupam tanto com o seu consumo como o de seus descendentes, de forma que não é possível que se um aumento temporário no déficit do governo, uma vez que em algum momento no futuro este déficit deve ser pago por seus descendentes.

⁹ De forma que os indivíduos valorizam o seu consumo futuro da mesma forma que o seu consumo presente.

correntes é intensa. Particularmente para os países desenvolvidos, existem inúmeros trabalhos que sustentam uma ou outra visão baseados em estudos empíricos. Miller e Russek (1989), Abell (1990), Bachman (1992), Rosenweig e Tallman (1993) encontram evidências de que os déficits fiscais são responsáveis por boa parte do déficit em conta corrente, enquanto que Evans (1989), Enders e Lee (1990), Dewald e Ulan (1990) encontram poucas evidências do impacto na conta corrente de aumentos dos déficits fiscais¹⁰. Mas o ponto fundamental continua sendo o mesmo: A ligação direta entre o déficit fiscal e o em conta corrente depende fundamentalmente da capacidade de um aumento no déficit fiscal modificar as decisões de consumo e poupança dos indivíduos.

A partir desta análise, torna-se claro que, se estamos interessados em observar a existência ou não de um elo entre os *twin deficits*, devemos começar por analisar as formas pelas quais a política fiscal afeta a poupança interna e o investimento. Se assumirmos que o investimento não varia sensivelmente, pelo menos no curto prazo, nossa análise se restringe aos efeitos do déficit do governo sobre a poupança interna.

I.2) A Influência dos Défis Fiscais Sobre a Poupança Interna

O governo pode aumentar seu déficit basicamente através de uma diminuição dos impostos ou através de um aumento dos gastos. Normalmente, existem duas maneiras de se financiar tal déficit:

¹⁰ Esta lista foi composta por Diboo-Lu (1994). Referências adicionais de outros estudos empíricos sobre a Equivalência Ricardiana são dadas por Easterly e Schmidt-Hebbel (1994), entre as quais constam Hayashi (1985), Bernheim (1987), Leiderman e Blejer (1988), e Seater (1993).

I.2.1) O Financiamento Via Inflação

Primeiramente, suponha que o governo apenas diminua os impostos. Basicamente, o que vemos neste caso é o governo trocando um tipo de imposto por outro. Se por um lado a base de arrecadação é diminuída de forma direta (quando caem os impostos), por outro esta base é aumentada através do imposto inflacionário, cobrado de forma indireta. Excetuando-se os prejuízos sociais que este tipo de substituição poderia causar¹¹, não esperaríamos, *a priori* e no curto prazo, mudanças na poupança interna e, portanto, a conta corrente não seria afetada.

Da mesma forma, um aumento nos gastos do governo financiados apenas pela emissão de moeda simplesmente modifica a composição do consumo interno entre governo e setor privado, não havendo razão para que a poupança interna se modifique.

I.2.2) O Financiamento Via Empréstimos

Suponha que a diminuição dos impostos seja financiada com recursos externos. A reação dos indivíduos dependerá das hipóteses que fizemos sobre o seu comportamento.

Se vale a Equivalência Ricardiana, os indivíduos reagirão investindo o seu ganho de renda nominal, causado pela queda dos impostos. Se este investimento for feito em títulos externos, a poupança interna permanecerá constante, havendo apenas uma troca

¹¹ Normalmente, quem paga a maior parte do imposto inflacionário são as camadas mais pobres da sociedade, que não têm como se proteger da queda real no seu poder de aquisição.

de posição entre o governo e o setor privado no que diz respeito à alocação da poupança. Como já vimos, não haveria razão para que a conta corrente fosse afetada.

Porém, se a Equivalência Ricardiana não se sustenta, os indivíduos aumentarão o seu consumo dado o aumento na sua renda disponível, aumentando o déficit em transações correntes.

Caso o déficit ocorra por um aumento temporário nos gastos, as variações na poupança interna também dependerão das hipóteses acerca do comportamento dos indivíduos. Se é válida a hipótese da Renda Permanente, os indivíduos irão variar a sua poupança de modo a manter o seu consumo constante ao longo do tempo. Deste modo, poupança interna não será afetada se os indivíduos perceberem que a dívida contraída hoje terá que ser paga algum dia, provavelmente através de um aumento dos impostos, uma vez que a diminuição da poupança do governo será contrabalançada por um aumento da poupança privada. O resultado deste tipo de comportamento é um *crowding out* total dos gastos privados pelo aumento dos gastos do governo.

CAPÍTULO II - UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO DE 1981 A 1995

II.1) Metodologia

Do ponto de vista das contas nacionais, talvez a melhor maneira de se analisar a relação entre os déficits fiscal e externo seria através de uma análise das variações do investimento e da poupança interna, dada uma variação do déficit fiscal. Como vimos anteriormente, a diferença entre a poupança interna e o investimento iguala-se ao saldo em transações correntes, de forma que observaríamos claramente como o déficit fiscal influencia o déficit externo.

Porém, os dados disponíveis para poupança interna e investimento não estavam disponíveis para um número significativo de países, de forma que uma análise comparativa internacional estaria comprometida. Por outro lado, em muitos casos mesmo quando estas estatísticas estavam disponíveis elas haviam sido extraídas por resíduo, o que poderia comprometer a sua qualidade.

Assim, sob influência de um trabalho de Easterly e Schmidt-Hebbel (1994) optou-se, primeiramente, por fazer-se uma análise da correlação entre os déficits fiscal e em conta corrente. Isto possibilitaria uma visão geral de como os déficits estariam relacionados.

A seguir, à luz de um estudo realizado por Rodríguez (1994) sobre o desequilíbrio fiscal na Argentina, procurou-se, analisar para um conjunto variado de países, uma série de regressões tendo como variável dependente a balança comercial, como será explicado na seção seguinte.

No que diz respeito a base de dados, todos eles foram extraídos de vários números do boletim do IFS (*International Financial Statistics*), principal publicação estatística do FMI (Fundo Monetário Internacional), bem como do CD-ROM que acompanha a publicação. O CD-ROM da edição de março de 1997 do boletim do IFS, exibia dados de 160 países. A opção por esta base de dados foi devida a farta disponibilidade de dados para um número grande de países.

Escolhemos utilizar uma amostra de 40 países coletando dados anuais para o período de 1981 a 1995. Esta amostra está dividida da seguinte forma¹²:

Países Industriais (desenvolvidos):.....	18(23) países
Países em Desenvolvimento:.....	22(137) países
-África.....	2 (47) países
-Ásia.....	7 (23) países
-Europa.....	2 (16) países
-Oriente Médio.....	1 (17) país
-Occidente.....	10 (34) países

¹² Classificação segundo o IFS. O número entre parênteses corresponde ao total de países disponíveis na publicação.

Uma outra classificação seria a puramente geográfica. Neste caso teríamos:

Europa.....	16 (34) países
América do Norte.....	2 (2) países
América Latina.....	10 (34) países
Ásia.....	9 (26) países
África.....	2 (47) países
Oriente Médio.....	1 (17) países

A amostra foi escolhida tendo como critério básico a importância relativa do país na economia mundial. Em muitos casos não foram colocados países importantes, como a Rússia, por exemplo. Isto deveu-se basicamente à insuficiência de dados relativos àqueles países. Porém, em alguns casos, não apenas os países cujos dados eram insuficientes ficaram de fora da amostra. Um certo grau de arbitrariedade teve que ser utilizado para evitar que países com economias totalmente singulares não enviesassem a amostra, como foi o caso da exclusão de alguns países do oriente médio. De qualquer forma, a regra básica era a de se coletar uma amostra variada e de tamanho razoável.

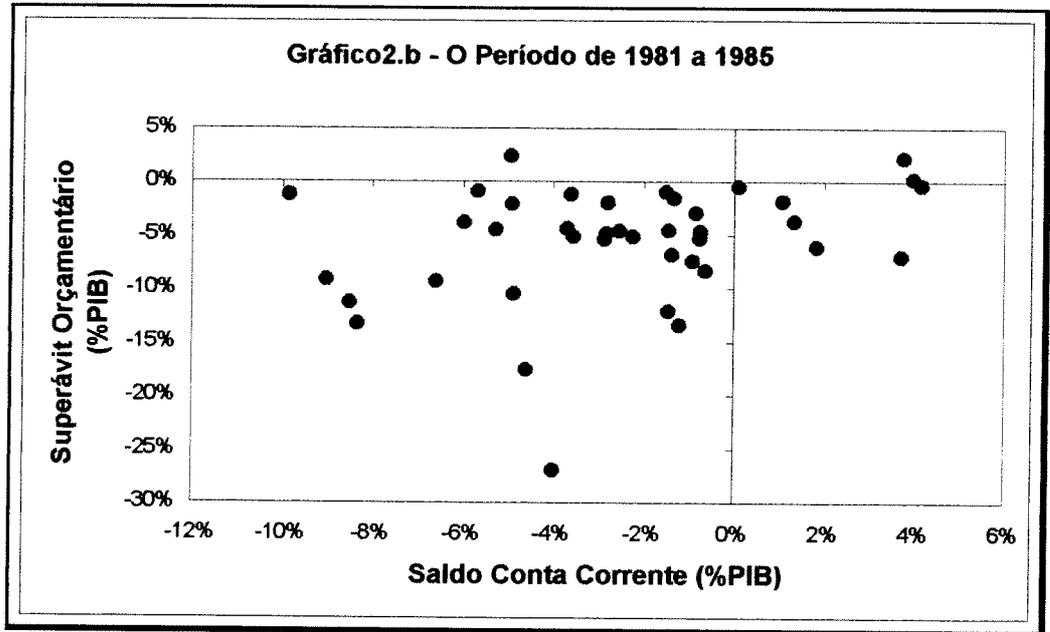
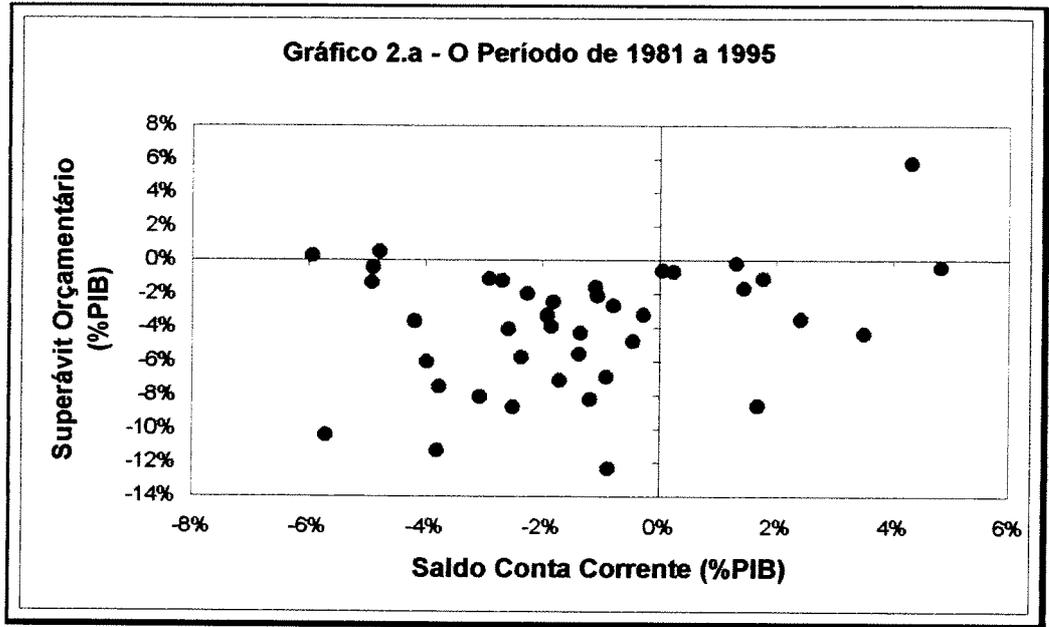
Coletamos diretamente do IFS as seguintes séries: PIB, taxa de câmbio em relação ao dólar (média de período), saldo em transações correntes, índice de preços ao consumidor, saldo da balança comercial (definida como a diferença entre exportações *f.o.b* e importações *f.o.b*), saldo do balanço de serviços e o déficit nominal do governo. Sobre estas séries, algumas observações são pertinentes. Em primeiro lugar, nós utilizamos o saldo em conta corrente, a balança comercial, e o déficit do governo, como

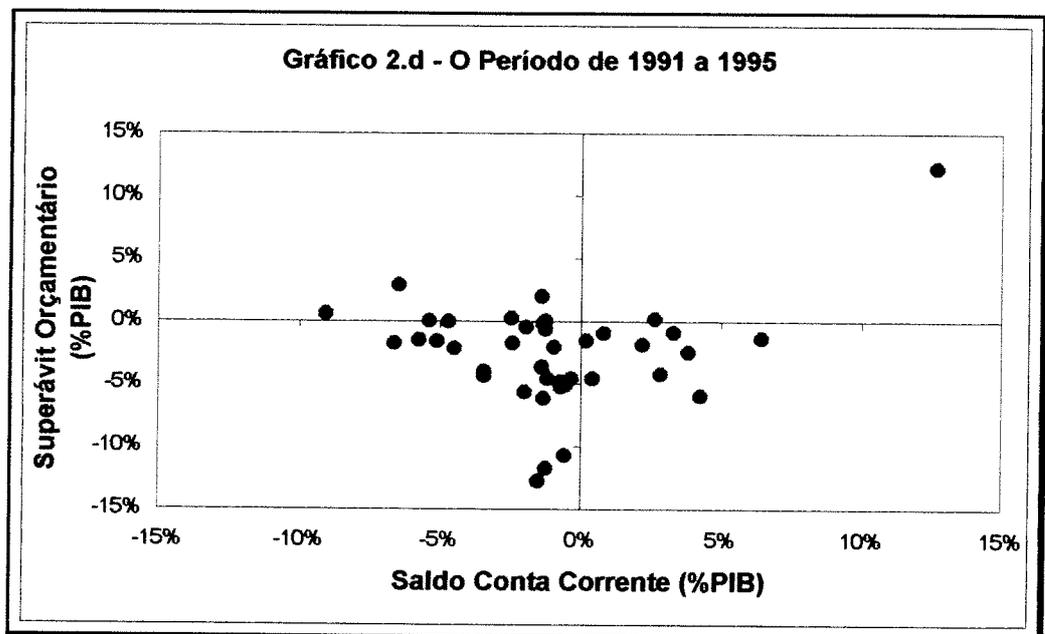
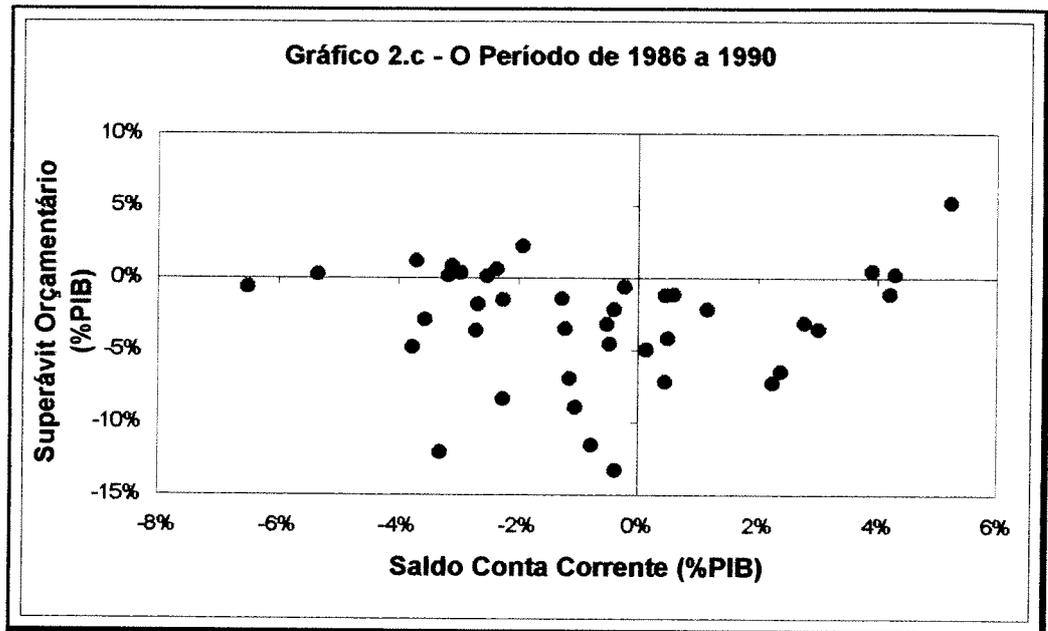
proporções do PIB, de forma a evitar-se problemas de escala. Como o PIB estava expresso em moeda corrente, utilizou-se a taxa de câmbio média do período para a conversão. O déficit do governo também foi convertido em dólar pela mesma taxa de câmbio.

De posse dos dados, dividimos a amostra em quatro períodos distintos, a saber, os quinquênios 1981-1985, 1986-1990, e 1991-1995 e o período total de 1981-1995. A partir desta divisão, nós poderemos analisar como os países se comportam em cada um dos períodos, podendo inclusive analisar possíveis quebras estruturais em algum dos períodos, tentando observar o porquê destas possíveis quebras.

II.2) Os Primeiros Resultados

Se desejamos estudar a relação entre duas variáveis, talvez o melhor ponto de partida seja a análise de um gráfico de dispersão entre as duas variáveis em questão. De acordo com a nossa metodologia, devemos analisar o comportamento do déficit em conta corrente e o do déficit fiscal em quatro períodos: os quinquênios 81-85, 86-90 e 91-95, e o período total, 81-95.





De acordo com os gráficos, não temos, a princípio, uma relação clara entre as variáveis, o que poderia sugerir que não existe uma relação (linear) direta entre os *twin deficits*. Talvez pudéssemos dizer que para o período de 1981 a 1995, encontramos uma leve relação positiva. Porém, este tipo de análise é demasiadamente simples para que dela tiremos uma conclusão tão forte. De qualquer forma, rodamos uma regressão para

cada período, tomando como variável dependente o saldo em conta corrente (SDCC) e como variável independente o superávit do governo (SDGOV). Os resultados encontrados foram os seguintes¹³:

1981-1995				
Dependent Variable is SDCC				
Sample: 1 40				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDGOV	0.189171	0.110525	1.711569	0.0951
C	-0.643597	0.586851	-1.096696	0.2797
R-squared	0.071574	Mean dependent var		-1.373750
Adjusted R-squared	0.047141	S.D. dependent var		2.611073
S.E. of regression	2.548785	Akaike info criterion		1.919940
Sum squared resid	246.8596	Schwarz criterion		2.004384
Log likelihood	-93.15635	F-statistic		2.929470
Durbin-Watson stat	2.295040	P-Value(F-statistic)		0.095128

1981-85				
Dependent Variable is SDCC				
Sample: 1 40				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDGOV	0.186216	0.096713	1.925438	0.0617
C	-1.414082	0.764840	-1.848860	0.0723
R-squared	0.088889	Mean dependent var		-2.463500
Adjusted R-squared	0.064912	S.D. dependent var		3.509483
S.E. of regression	3.393668	Akaike info criterion		2.492529
Sum squared resid	437.6453	Schwarz criterion		2.576973
Log likelihood	-104.6081	F-statistic		3.707312
Durbin-Watson stat	2.106954	P-Value(F-statistic)		0.061683

¹³ Foi utilizada a versão 2.0 do pacote Econometric Views para a obtenção destes e dos demais resultados econométricos. As regressões foram obtidas por Mínimos Quadrados Ordinários.

1986-90				
Dependent Variable is SDCC				
Sample: 1 40				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDGOV	0.021851	0.109194	0.200114	0.8425
C	-0.631440	0.547466	-1.153387	0.2560
R-squared	0.001053	Mean dependent var		-0.698250
Adjusted R-squared	-0.025235	S.D. dependent var		2.710138
S.E. of regression	2.744120	Akaike info criterion		2.067628
Sum squared resid	286.1474	Schwarz criterion		2.152072
Log likelihood	-96.11009	F-statistic		0.040046
Durbin-Watson stat	1.995938	P-Value(F-statistic)		0.842459

1991-95				
Dependent Variable is SDCC				
Sample: 1 40				
Included observations: 39				
Excluded observations: 1				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDGOV	0.193108	0.149661	1.290307	0.2049
C	-0.369165	0.728572	-0.506696	0.6154
R-squared	0.043060	Mean dependent var		-0.870256
Adjusted R-squared	0.017196	S.D. dependent var		3.883216
S.E. of regression	3.849683	Akaike info criterion		2.745902
Sum squared resid	548.3421	Schwarz criterion		2.831213
Log likelihood	-106.8837	F-statistic		1.664892
Durbin-Watson stat	2.293672	P-Value(F-statistic)		0.204950

Podemos observar que, se estabelecermos um nível de significância de 5%, em nenhuma das regressões o coeficiente da variável independente é significativamente diferente de zero, bastando para isto observar o valor do *p-value* deste coeficiente em cada um dos períodos. Desta forma, segundo este modelo mais simples, nós não teríamos uma influência linear significativa do superávit do governo no saldo em transações correntes, o que seria uma evidência contra a hipótese dos *twin deficits*.

Ainda sobre este modelo mais simples, observamos que em todos os períodos as regressões apresentam um R^2 muito baixo, indicando que apenas uma pequena parte das variações do saldo em conta corrente podem ser explicadas pelo superávit do governo. A regressão do período 1981-85 é a que apresenta o maior R^2 , sendo este de apenas 9%. Obviamente, o que estes resultados indicam é a existência de diversos outros fatores responsáveis pelas variações no saldo em conta corrente, e mais ainda, que estes outros fatores explicariam, no mínimo, 91% das variações nas transações correntes.

Torna-se interessante comparar este resultado com encontrado pelo já referido trabalho de Easterly e Schmidt-Hebbel. Naquele trabalho observou-se¹⁴ um coeficiente de correlação entre o saldo do setor público consolidado e o saldo em conta corrente de 0.54 dando suporte, segundo os próprios autores, “a abordagem fiscal do balanço de pagamentos”¹⁵. Porém, a nossa base de dados apresentou um resultado diferente. A tabela abaixo sintetiza os valores encontrados em cada um dos períodos considerados:

Tabela 1 – Conta Corrente X Superávit Público

Período	Coefficiente de Correlação
1981-95	0.27
1981-85	0.30
1986-90	0.03
1991-95	0.20

¹⁴ O trabalho tem como base uma amostra variando de 50 a 55 países durante o período de 1970 a 1990

¹⁵ Easterly e Schmidt-Hebbel (1994), página 24.

Esta diferença nos resultados pode ser consequência de diversos fatores. O mais obvio deles é a diferença quanto a fonte dos dados. Nossos dados não devem diferir substancialmente dos de Easterly e Schmidt-Hebbel no que diz respeito ao saldo em conta corrente (quando os períodos considerados coincidem), visto que a base utilizada para obtenção desta estatística foi a mesma em ambos os trabalhos. Porém, uma rápida comparação entre os dados sobre o déficit ou superávit do governo revela uma substancial disparidade. O motivo para tanto reside no fato daquele trabalho utilizar várias fontes para esta estatística, enquanto nós apenas utilizamos dados do IFS. Para países da OECD (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico), Easterly e Schmidt-Hebbel utilizaram a publicação *OECD Economic Outlook*. Para países em desenvolvimento utilizaram dados do IFS e do Banco Mundial, além de outros trabalhos¹⁶.

Além das diferenças metodológicas na obtenção dos diferentes dados, diferenças quanto ao conceito de déficit do governo agravam as disparidades. Por exemplo, como ambos os trabalhos utilizam dados para o governo central consolidado apenas quando estes estão disponíveis, pode ocorrer (já que se tratam de bases diferentes) que para um mesmo país tenhamos dados para o governo consolidado em apenas um dos trabalhos.

Finalmente, como os períodos considerados são distintos é natural encontrarmos resultados diferentes. Contudo, o que se deseja mostrar aqui é que a disparidade nestes resultados leva a conclusões opostas. A opinião dos autores daquele trabalho quanto ao suporte dado pelo coeficiente de correlação à hipótese dos *twin deficits* pode ser refutada pelos resultados encontrados neste trabalho, onde observamos os coeficientes

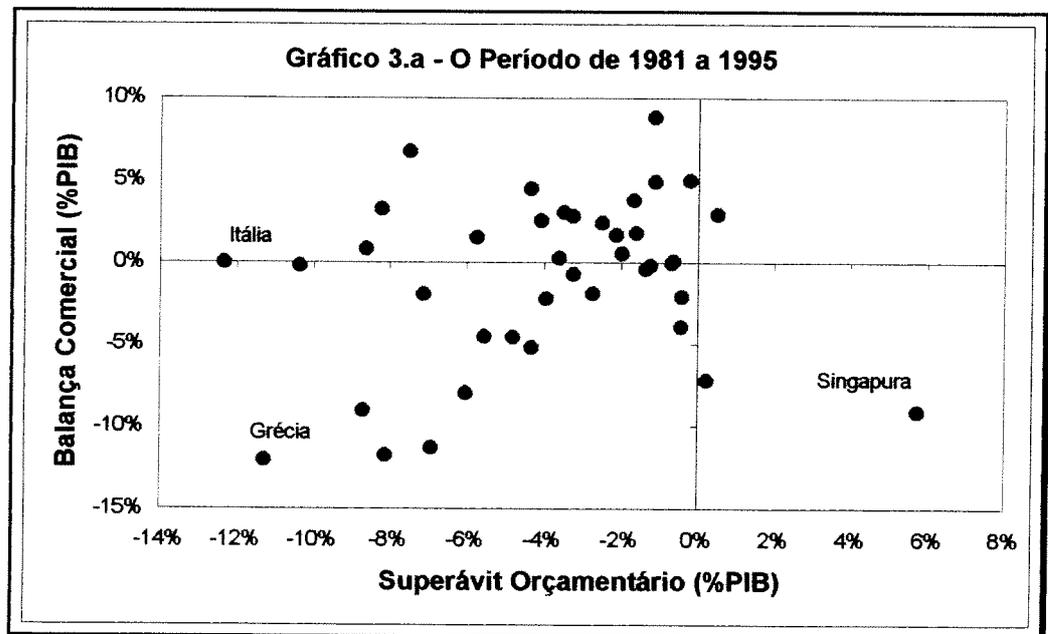
¹⁶ Ver apêndice estatístico em Easterly e Schmidt-Hebbel (1994).

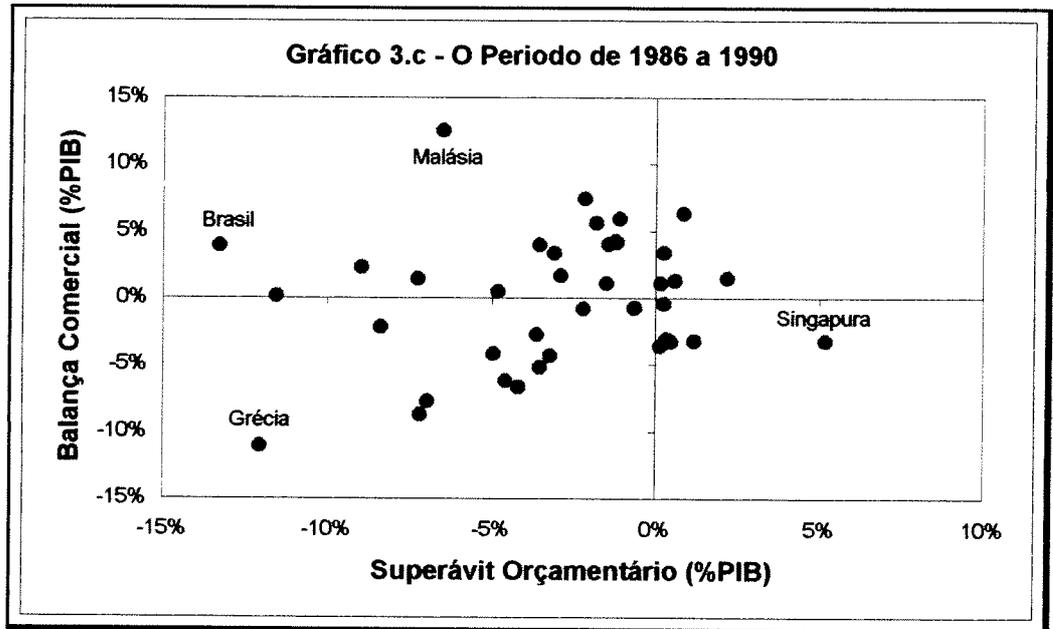
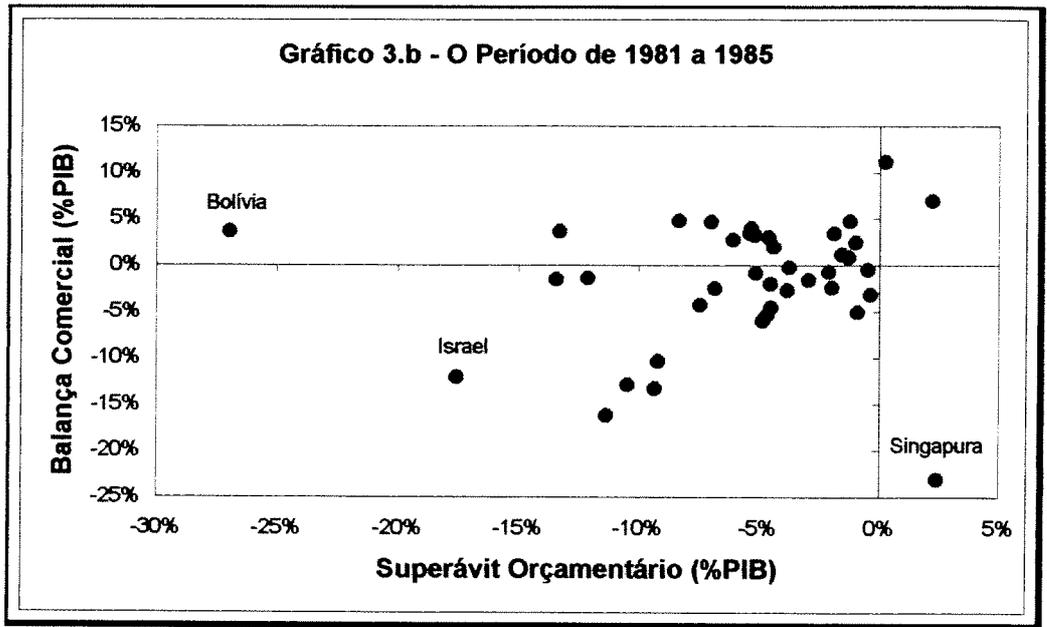
de correlação variando de 0.03 para o período de 1986-90, até 0.30 para o período de 1981-85. Para o período total da nossa amostra encontramos um coeficiente no valor de 0.27, exatamente a metade do que foi encontrado por Easterly e Schmidt-Hebbel.

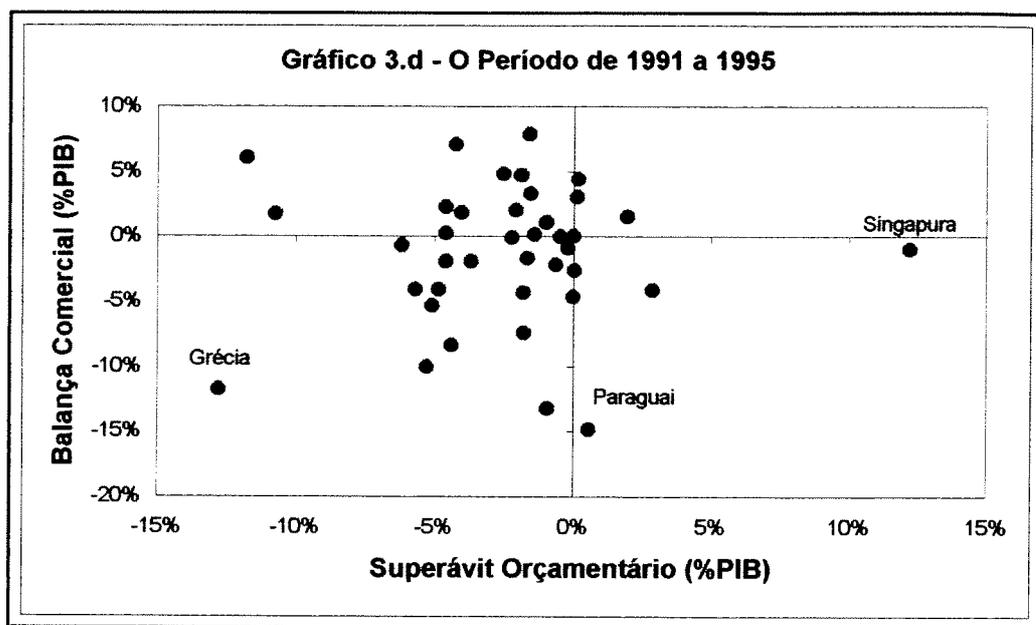
CAPÍTULO III - UMA ANÁLISE DA BALANÇA COMERCIAL

Diante de resultados tão pouco esclarecedores, surgiu a idéia de se controlar algumas variáveis chave, de modo que pudéssemos encontrar explicações melhores para as variações do saldo do balanço de pagamentos em transações correntes. A primeira tentativa foi baseada no trabalho de Rodríguez (1994) onde se analisa a relação entre o déficit público e a balança comercial como forma de se verificar a influência do déficit fiscal no saldo em transações correntes. A idéia por trás disto é que a balança comercial poderia servir como *proxy* para as variações na conta corrente.

Para esta relação nós temos os seguintes gráficos de dispersão:







Notemos que apesar das observações estarem bem dispersas, reconhecemos um padrão linear levemente positivo, excetuando-se o período de 1991-95. Uma análise dos coeficientes de correlação, porém, nos mostra que este padrão é muito fraco:

Tabela 2 – Balança Comercial X Superávit Público

Período	Coeficiente de Correlação
1981-95	0.21
1981-85	0.14
1986-90	0.16
1991-95	0.03

Novamente, os resultados encontrados não apresentam-se como evidências de uma relação linear entre o superávit público e a balança comercial. Para tanto, passamos a análises um pouco mais complexas.

Ainda sob a influência do trabalho de Rodríguez, optou-se por colocar a balança comercial (SDCOMR) como variável dependente, sendo esta explicada pelo saldo do balanço de serviços (SDSERV), pelo superávit do governo (SDGOV) e pela inflação (INFL). Ao se colocar a inflação como variável explicativa, tentou-se captar o efeito que esta teria sobre os termos de troca e, portanto, sobre a balança comercial¹⁷.

Obtivemos como resultado para cada período:

Modelo I - 1981-95				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value.
SDSERV	-1.212691	0.191776	-6.323474	0.0000
INFL	0.007044	0.007476	0.942317	0.3523
SDGOV	0.551454	0.158259	3.484501	0.0013
C	1.452292	0.851437	1.705694	0.0967
R-squared	0.566497	Mean dependent var		-0.971500
Adjusted R-squared	0.530372	S.D. dependent var		5.103552
S.E. of regression	3.497433	Akaike info criterion		2.598698
Sum squared resid	440.3535	Schwarz criterion		2.767586
Log likelihood	-104.7315	F-statistic		15.68149
Durbin-Watson stat	2.255076	P-Value(F-statistic)		0.000001

¹⁷ O raciocínio se processa da seguinte maneira: supondo que a taxa de inflação internacional permaneça constante (ou aumente pouco), uma elevação significativa da inflação interna faria com que os produtos internos ficassem relativamente mais caros (dada uma taxa de câmbio nominal constante) o que pioraria a balança comercial.

Modelo I - 1981-85				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDSERV	-1.303330	0.183183	-7.114915	0.0000
INFL	0.023099	0.008796	2.626154	0.0126
SDGOV	0.646903	0.160821	4.022510	0.0003
C	1.619233	1.027183	1.576382	0.1237
R-squared	0.625764	Mean dependent var		-1.664250
Adjusted R-squared	0.594577	S.D. dependent var		6.781363
S.E. of regression	4.317884	Akaike info criterion		3.020170
Sum squared resid	671.1883	Schwarz criterion		3.189058
Log likelihood	-113.1609	F-statistic		20.06531
Durbin-Watson stat	2.295712	P-Value(F-statistic)		0.000000

Modelo I - 1986-90				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value.
SDSERV	-1.333787	0.232665	-5.732654	0.0000
INFL	0.004322	0.003848	1.123213	0.2688
SDGOV	0.271076	0.144836	1.871601	0.0694
C	0.977548	0.711205	1.374496	0.1778
R-squared	0.516500	Mean dependent var		-0.048000
Adjusted R-squared	0.476208	S.D. dependent var		4.837219
S.E. of regression	3.500863	Akaike info criterion		2.600659
Sum squared resid	441.2175	Schwarz criterion		2.769546
Log likelihood	-104.7707	F-statistic		12.81902
Durbin-Watson stat	2.000403	P-Value(F-statistic)		0.000007

Modelo I - 1991-95				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 39				
Excluded observations: 1				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value.
SDSERV	-0.894655	0.242041	-3.696297	0.0007
INFL	0.003962	0.011263	0.351771	0.7271
SDGOV	0.215853	0.189458	1.139315	0.2623
C	-0.119040	0.955437	-0.124592	0.9016
R-squared	0.286148	Mean dependent var		-1.164103
Adjusted R-squared	0.224961	S.D. dependent var		5.346458
S.E. of regression	4.706823	Akaike info criterion		3.194941
Sum squared resid	775.3965	Schwarz criterion		3.365563
Log likelihood	-113.6400	F-statistic		4.676601
Durbin-Watson stat	2.483358	P-Value(F-statistic)		0.007523

Para o período de 1981 a 1995, segundo o R² ajustado, o nosso modelo estaria explicando perto de 50% das variações no saldo da balança comercial. O modelo indica a existência de uma relação positiva entre o superávit orçamentário e o saldo na balança comercial, como mostra o coeficiente estimado¹⁸. Segundo esta estimativa, uma variação de uma unidade no déficit do governo seria responsável, *ceteris paribus*, por uma variação de mesmo sinal de 0.55 unidades no déficit comercial estimado.

No que diz respeito a relação do saldo do balanço de serviços com o saldo da balança comercial, o coeficiente estimado é de -1.21, também sendo significativo. Desta forma, uma variação na conta de serviços seria contrabalançada por uma variação contrária na balança comercial. A inflação, segundo este modelo, não exerce por si só qualquer influência sobre a variável dependente, já que o seu coeficiente estimado é insignificante .

Para o período de 1981 a 1985, o modelo está explicando perto de 60% das variações na balança comercial, segundo o R² ajustado. Uma análise dos coeficientes nos mostra que, novamente, nós temos o coeficiente do balanço de serviços significativamente diferente de zero. O coeficiente de SDGOV é significativo e indica que uma variação de uma unidade no déficit do governo aparece como sendo responsável, em média, por uma variação de mesmo sinal de 0.55 unidades no déficit comercial. Como antes, a inflação parece não ter influência sobre a balança comercial.

¹⁸ Consideraremos de agora em diante o nível de significância de 1% para todos os testes de hipótese, exceto quando dito em contrário.

O período seguinte é de 1986 a 1990. Nele, segue-se a tendência dos dois primeiros períodos no que diz respeito ao R^2 ajustado (da ordem de 50%) e ao coeficiente de inflação (insignificante), diferindo, porém, no que diz respeito ao coeficiente da variável SDGOV. Como podemos observar, este é insignificante. Porém, o seu *p-value* não é muito elevado (0.0694), significando que se estivermos dispostos a estipular um nível de significância maior que 7%, encontraríamos este coeficiente como sendo significativamente diferente de zero.

Finalmente, o período de 1991 a 1995. Ao contrário dos outros períodos, o R^2 ajustado é de apenas 22%, o que sugere que neste período a maior parte das variações na balança comercial são devidas a outros fatores não incluídos no modelo. Também diferentemente dos outros períodos o coeficiente de SDGOV é insignificante (*p-value* = 0.2623), sugerindo que não há relação linear entre o déficit na balança comercial e o déficit do governo, se mantivermos as outras variáveis constantes. A inflação, todavia, continua apresentando um coeficiente insignificante.

O fato de termos a inflação como tendo coeficiente insignificante em todas as regressões, poderia ser uma justificativa para que a retiremos do modelo. Se assim fizermos, encontramos os seguintes resultados:

Modelo II -1981-95				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value.
SDSERV	-1.236925	0.189756	-6.518502	0.0000
SDGOV	0.524748	0.155465	3.375348	0.0017
C	1.608659	0.833845	1.929205	0.0614
R-squared	0.555805	Mean dependent var		-0.971500
Adjusted R-squared	0.531794	S.D. dependent var		5.103552
S.E. of regression	3.492134	Akaike info criterion		2.573065
Sum squared resid	451.2150	Schwarz criterion		2.699731
Log likelihood	-105.2188	F-statistic		23.14835
Durbin-Watson stat	2.296154	P-Value(F-statistic)		0.000000

Modelo II - 1981-85				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDSERV	-1.314102	0.197191	-6.664109	0.0000
SDGOV	0.387374	0.136610	2.835615	0.0074
C	1.054947	1.081540	0.975412	0.3357
R-squared	0.554070	Mean dependent var		-1.664250
Adjusted R-squared	0.529965	S.D. dependent var		6.781363
S.E. of regression	4.649240	Akaike info criterion		3.145446
Sum squared resid	799.7709	Schwarz criterion		3.272112
Log likelihood	-116.6665	F-statistic		22.98630
Durbin-Watson stat	2.195319	P-Value(F-statistic)		0.000000

Modelo II - 1986-90				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value.
SDSERV	-1.369566	0.231287	-5.921497	0.0000
SDGOV	0.227074	0.139930	1.622772	0.1131
C	1.086595	0.707033	1.536837	0.1328
R-squared	0.499556	Mean dependent var		-0.048000
Adjusted R-squared	0.472505	S.D. dependent var		4.837219
S.E. of regression	3.513218	Akaike info criterion		2.585103
Sum squared resid	456.6798	Schwarz criterion		2.711769
Log likelihood	-105.4596	F-statistic		18.46715
Durbin-Watson stat	2.141022	P-Value(F-statistic)		0.000003

Modelo II –1991-95				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 39				
Excluded observations: 1				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value.
SDSERV	-0.899841	0.238633	-3.770809	0.0006
SDGOV	0.212282	0.186870	1.135989	0.2635
C	-0.046359	0.921407	-0.050313	0.9602
R-squared	0.283625	Mean dependent var		-1.164103
Adjusted R-squared	0.243826	S.D. dependent var		5.346458
S.E. of regression	4.649187	Akaike info criterion		3.147188
Sum squared resid	778.1379	Schwarz criterion		3.275155
Log likelihood	-113.7088	F-statistic		7.126492
Durbin-Watson stat	2.502885	P-Value(F-statistic)		0.002469

Percebemos que o R^2 ajustado cai em todos os períodos, apesar de não termos uma variação muito significativa. Quanto as conclusões gerais extraídas do modelo I, elas se sustentam também neste modelo.

De forma a dirimir qualquer dúvida sobre a inclusão ou não da variável inflação, utilizaremos um teste estatístico que compara se duas regressões são estatisticamente semelhantes do ponto de vista do quanto das variações da variável dependente estão sendo explicadas. Trata-se de uma estatística definida como:

$$F' = \frac{(R_{new}^2 - R_{old}^2)/df_1}{(1 - R_{new}^2)/df_2}$$

onde:

$R_{new}^2 = R^2$ do modelo com as novas variáveis.

$R_{old}^2 = R^2$ do modelo sem a inclusão das novas variáveis.

df_1 = Número de novas variáveis incluídas.

df_2 = Graus de liberdade do novo modelo.

Segundo Gujarati¹⁹, esta estatística segue a distribuição F com df_1 e df_2 graus de liberdade. Desta forma, se estipularmos a hipótese nula como “não há diferença entre os coeficientes de determinação de ambos os modelos”, caso o F’ computado não exceda o F crítico, podemos admitir que a inclusão da inflação não é significativa do ponto de vista explicativo, não havendo razão, sob este ponto de vista, para que esta variável faça parte do modelo.

Os resultados encontrados para cada um dos períodos foram:

Tabela 3 – Cálculo da Estatística F’

Período	Estatística F’
1981-95	0.8800
1981-85	6.8864
1986-90	1.2657
1991-95	0.1261

Para os modelos dados, estabelecendo um nível de significância de 5%, encontramos um F crítico (com 1 e 36 graus de liberdade) com valor aproximado de 4.1200. Neste caso, a inflação representaria um incremento na explicação das variações da balança comercial apenas durante o período de 1981 a 1985. Por esta razão,

¹⁹ Ver Gujarati (1995), página 252.

decidimos que o modelo II parece ser o modelo mais adequado para uma análise da participação do déficit público no saldo da balança comercial, visto que também não encontramos nenhuma razão mais forte pela qual a inflação devesse ser mantida no modelo.

Poderíamos ainda analisar a relação entre os déficits do governo e da balança comercial através de um terceiro modelo, em que se tenta capturar a influência linear do déficit do governo quando a inflação permanece constante. A intuição por trás disto é a mesma apresentada anteriormente: variações na inflação doméstica, não acompanhadas por variações semelhantes na inflação internacional, tendem a apreciar a taxa e juros real, influenciando a balança comercial. Uma vez introduzindo esta variável no modelo podemos controlar este efeito.

Modelo III - 1981-95				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value.
INFL	0.013384	0.010616	1.260657	0.2153
SDGOV	0.354696	0.222369	1.595074	0.1192
C	-0.074727	1.170064	-0.063865	0.9494
R-squared	0.084992	Mean dependent var		-0.971500
Adjusted R-squared	0.035532	S.D. dependent var		5.103552
S.E. of regression	5.012061	Akaike info criterion		3.295733
Sum squared resid	929.4678	Schwarz criterion		3.422399
Log likelihood	-119.6722	F-statistic		1.718410
Durbin-Watson stat	2.079870	P-Value(F-statistic)		0.193356

Modelo III - 1981-85

Dependent Variable is SDCOMR
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
INFL	0.024500	0.013455	1.820928	0.0767
SDGOV	0.442807	0.242122	1.828857	0.0755
C	-0.116937	1.526676	-0.076596	0.9394
R-squared	0.099525	Mean dependent var		-1.664250
Adjusted R-squared	0.050851	S.D. dependent var		6.781363
S.E. of regression	6.606694	Akaike info criterion		3.848205
Sum squared resid	1614.991	Schwarz criterion		3.974871
Log likelihood	-130.7216	F-statistic		2.044716
Durbin-Watson stat	2.025344	P-Value(F-statistic)		0.143789

Modelo III -1986-90

Dependent Variable is SDCOMR
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value.
INFL	0.007342	0.005200	1.411930	0.1663
SDGOV	0.267522	0.197591	1.353921	0.1840
C	0.375700	0.959629	0.391506	0.6977
R-squared	0.075127	Mean dependent var		-0.048000
Adjusted R-squared	0.025134	S.D. dependent var		4.837219
S.E. of regression	4.776043	Akaike info criterion		3.199263
Sum squared resid	843.9918	Schwarz criterion		3.325929
Log likelihood	-117.7428	F-statistic		1.502746
Durbin-Watson stat	1.799444	P-Value(F-statistic)		0.235787

Modelo III - 1991-95

Dependent Variable is SDCOMR
Included observations: 39
Excluded observations: 1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value.
INFL	0.006497	0.013070	0.497103	0.6221
SDGOV	0.040868	0.213285	0.191612	0.8491
C	-1.187086	1.058815	-1.121146	0.2696
R-squared	0.007489	Mean dependent var		-1.164103
Adjusted R-squared	-0.047650	S.D. dependent var		5.346458
S.E. of regression	5.472356	Akaike info criterion		3.473222
Sum squared resid	1078.081	Schwarz criterion		3.601188
Log likelihood	-120.0664	F-statistic		0.135821
Durbin-Watson stat	2.437120	P-Value(F-statistic)		0.873444

Os resultados apontam para um modelo pouco explicativo, em vista que o R^2 ajustado é muito pequeno em todos os períodos (chegando, inclusive, a ser negativo). Isto nos mostra que, para os períodos considerados, as variações na balança comercial não são em grande parte explicadas pelas variações da inflação e do superávit do governo. Isto prejudica muito qualquer análise que se possa fazer sobre os coeficientes, mesmo quando estes são significativamente diferentes de zero.

Por razões já expressas, escolhemos o modelo II como o mais adequado, sendo que é a este que daremos maior atenção.

Para tentar melhorar este modelo, surgiu a idéia de analisar-se a possível exclusão de algumas observações aberrantes que, porventura, estivessem enviesando a nossa amostra. Observando novamente os gráficos de dispersão, notamos que algumas observações parecem fugir completamente de qualquer padrão. Contudo, de forma a se evitar abuso no critério discricionário, optou-se pela introdução de uma regra de exclusão: para cada um dos períodos considerados calculou-se a média e o desvio padrão de cada uma das variáveis (balança comercial, saldo no balanço de serviços e superávit público). Em seguida, estabeleceu-se valores máximos e mínimos para cada uma das variáveis, segundo a seguinte fórmula²⁰:

²⁰ O valor 2.33 da fórmula para o valor crítico é totalmente arbitrário. Porém, fomos influenciados pelo fato de, numa distribuição normal padronizada (com média zero e variância 1), o valor 2.33 referir-se à uma área abaixo da curva normal de 0.98. Desta forma, se as variáveis apresentadas seguissem esta distribuição, os valores acima (ou abaixo) do valor crítico máximo (ou mínimo) calculado corresponderiam, respectivamente, aos 1% maiores (ou menores) de toda a amostra.

$$C = \text{med} \pm (2.33 \times \text{dp})$$

onde:

C = Valor crítico

med = Mediana

dp = Desvio padrão

Caso o valor de dada observação exceda o limite superior ou inferior (dados pelos valores críticos) o país em questão é retirado da amostra²¹.

Seguindo este critério, foram excluídos do período de 1981- 1995 a Grécia, Itália e Singapura. De 1981-85, retiramos da amostra a Bolívia, Israel e Singapura. Em seguida, foram retirados, para o período de 1986-90, os países: Brasil, Grécia, Itália, Malásia e Singapura. Finalmente de 1991-95, não foram considerados: Grécia, Paraguai e Singapura²².

De posse de uma nova amostra estimamos mais uma vez as regressões do modelo II. Chamamos estas novas regressões de modelo II.b (por se tratar de uma amostra diferente). A seguir são apresentados os resultados:

²¹ Alguns casos de vizinhança próxima foram considerados.

²² Estes países excluídos encontram-se assinalados no gráfico de dispersão.

Modelo II.b - 1981-95

Dependent Variable is SDCOMR

Included observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDSERV	-1.444612	0.271534	-5.320184	0.0000
SDGOV	0.535624	0.194832	2.749151	0.0095
C	1.475286	0.914940	1.612440	0.1161
R-squared	0.507935	Mean dependent var		-0.480270
Adjusted R-squared	0.478990	S.D. dependent var		4.767759
S.E. of regression	3.441417	Akaike info criterion		2.549371
Sum squared resid	402.6739	Schwarz criterion		2.679986
Log likelihood	-96.66409	F-statistic		17.54829
Durbin-Watson stat	2.149115	Prob(F-statistic)		0.000006

Modelo II.b - 1981-85

Dependent Variable is SDCOMR

Included observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDSERV	-1.289820	0.305873	-4.216847	0.0002
SDGOV	0.592787	0.183368	3.232779	0.0027
C	1.983962	1.152058	1.722103	0.0941
R-squared	0.464802	Mean dependent var		-0.946757
Adjusted R-squared	0.433320	S.D. dependent var		5.722425
S.E. of regression	4.307737	Akaike info criterion		2.998430
Sum squared resid	630.9243	Schwarz criterion		3.129045
Log likelihood	-104.9717	F-statistic		14.76394
Durbin-Watson stat	2.366631	Prob(F-statistic)		0.000024

Modelo II.b - 1986-90

Dependent Variable is SDCOMR

Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDSERV	-1.249416	0.291124	-4.291702	0.0002
SDGOV	0.326185	0.199083	1.638437	0.1111
C	0.883318	0.728025	1.213308	0.2339
R-squared	0.433388	Mean dependent var		-0.122000
Adjusted R-squared	0.397974	S.D. dependent var		4.224454
S.E. of regression	3.277767	Akaike info criterion		2.456141
Sum squared resid	343.8001	Schwarz criterion		2.589457
Log likelihood	-89.64531	F-statistic		12.23800
Durbin-Watson stat	1.973615	Prob(F-statistic)		0.000113

Modelo II.b - 1991-95				
Dependent Variable is SDCOMR				
Included observations: 36				
Excluded observations: 1 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-Value
SDSERV	-1.116847	0.287412	-3.885880	0.0005
SDGOV	-0.218284	0.222207	-0.982347	0.3331
C	-1.079966	0.912452	-1.183587	0.2450
R-squared	0.318147	Mean dependent var		-0.496944
Adjusted R-squared	0.276822	S.D. dependent var		4.695556
S.E. of regression	3.993095	Akaike info criterion		2.848788
Sum squared resid	526.1785	Schwarz criterion		2.980748
Log likelihood	-99.35998	F-statistic		7.698754
Durbin-Watson stat	2.290692	Prob(F-statistic)		0.001803

Os resultados não parecem diferir muito dos encontrados utilizando-se a amostra em sua totalidade. Vamos analisar cada período.

Começamos pelo período total de nossa amostra. Segundo o R^2 ajustado, as variáveis explicativas são responsáveis por cerca da metade das variações da balança comercial. Quanto aos coeficientes, ambos se apresentam significativamente diferentes de zero a um nível de 1%. O coeficiente do superávit orçamentário parece comprovar a hipótese dos twin déficits, visto que uma variação de uma unidade nesta variável provocaria, em média, uma variação correspondente de 0.53 unidades na balança comercial.

Para o período seguinte, nós temos um coeficiente de determinação ajustado de 0.43, o que pode ser considerado razoável em se tratando de uma *cross-section*. Como antes, os coeficientes das variáveis independentes são significativos. Para a existência de um elo entre os déficits também são encontradas evidências neste caso, quando o coeficiente de SDGOV é de 0.59.

De 1986 a 1990, porém, nós percebemos uma queda no coeficiente de determinação, que passa para perto de 40%. Também contrariamente aos períodos anteriores, o coeficiente do superávit público é insignificativo ao nível considerado ($p\text{-value} = 0.11$). Segue-se que a relação linear entre os déficits não encontra suporte neste caso.

Por fim, de acordo com o nosso modelo nós temos, para o período de 1991-95, um R^2 ajustado mais baixo do que em todos os períodos anteriores. Apenas por volta de um terço das variações da balança comercial estão sendo explicadas. Também aqui, não encontramos evidência a favor dos *twin deficits*, uma vez que o coeficiente do déficit público não é significativo ($p\text{-value}$ de 0.33).

Diante disto, como fica a questão dos *twin deficits*? Em primeiro lugar, observemos que, a princípio, esta hipótese está sendo sustentada nos dois primeiros períodos, e rejeitada nos demais.

Porém aqui surge um problema: será que a balança comercial pode ser utilizada como uma *proxy* para determinarmos o efeito da política fiscal nas transações correntes? Observando o coeficiente do saldo do balanço de serviço percebemos que este não é, em nenhum dos casos, significativamente diferente de -1 . Este é um resultado interessante no sentido que nos mostra uma certa tendência ao equilíbrio no saldo em conta corrente, dada apenas uma variação na conta de serviços. Um teste estatístico simples comprova

este resultado, bastando computar as estatísticas t em cada uma dos períodos. Tomando-se como hipótese nula que o coeficiente é igual a -1 , temos²³:

Tabela 4 – A Estatística t

Período	Estatística t
1981-95	-1.6375
1981-85	-0.9476
1986-90	-0.8567
1991-95	-0.4064

Calculando-se os pontos críticos vemos que estes são iguais a aproximadamente ± 2.57 , de forma que aceitamos a hipótese nula em todos os casos. Mas o que significa isto? O que a nossa amostra nos diz é que uma variação na balança de serviço poderá ser contrabalançada por uma variação de mesma intensidade e direção contrária na balança comercial. Isto implica que a balança comercial não é um bom indicador do que está acontecendo com a conta corrente, uma vez que suas variações são abrandadas por uma variação muito semelhante na conta de serviços.

²³ A estatística t observada em cada período foi calculada da seguinte forma: $t_{obs} = (\beta - (-1)) / dp(\beta)$, onde β é o coeficiente estimado e $dp(\beta)$ é o desvio padrão estimado deste coeficiente. Segue-se que t_{obs} segue a distribuição de Student.

CONCLUSÃO

Pelo que foi analisado, podemos perceber que a questão dos *twin deficits* é, no mínimo, muito complexa.

Análises simples corroborando a hipótese de uma forte ligação entre a conta corrente e o déficit público, através de coeficientes de correlação entre os déficits, como no trabalho de Easterly e Schmidt-Hebbel, podem ser refutadas pela amostra considerada neste trabalho, onde foram encontrados coeficientes baixos.

Ainda no que diz respeito a esta relação, o fato de que as primeiras regressões apresentaram um coeficiente de determinação muito baixo (não excedendo a 10%), indica que outros fatores (que não o déficit público) são responsáveis por, no mínimo, 90% das variações do saldo em transações correntes.

Formas funcionais um pouco mais complexas que tentavam analisar estes outros fatores, como as que levam em consideração as variações da balança comercial, foram também abordadas. Apesar de termos encontrado evidências de correlação entre o déficit público e a balança comercial, argumentamos que esta variável pode não ser uma boa indicação do que está ocorrendo no saldo em transações correntes.

Acreditamos que também não seria correto afirmar que todos estes fatores levam a rejeição da hipótese dos *twin deficits*. O grau de associação encontrado entre a balança comercial e o déficit fiscal é bastante sugestivo e, apesar dos resultados encontrados

quanto ao papel do balanço de serviços, não deve ser totalmente ignorado. Notemos ainda que não foi possível neste trabalho analisar-se o comportamento dos indivíduos face a aumentos do déficit público, o que seria possível através de uma análise dos deslocamentos da poupança interna. Portanto, a hipótese da Equivalência Ricardiana, que mostramos ser crucial, não pôde ser testada.

O que se pretendeu mostrar neste trabalho foi o enorme grau de complexidade da relação entre os déficits fiscal e externo. Espera-se que através de outros trabalhos, certamente com um aparato teórico e econométrico bem superiores aos disponíveis pelo autor desta monografia, se possa clarear esta questão tão interessante de como os déficits fiscal e em transações correntes estão relacionados.

BIBLIOGRAFIA

ABEL, Andrew B. e BERNANKE, Ben S., *Macroeconomics*, 2^a ed., Addison-Wesley Publishing Company, 1995.

ABELL, John D., *Twin Deficits During the 1980's: an Empirical Investigation*, *Journal of Macroeconomics*, 12, 1990.

BARRO, Robert F., *Are Government Bonds Net Wealth?*, *Journal of Political Economics* 81, dezembro de 1974.

BERNHEIM, B. Douglas, *Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence*, NBER Macroeconomics Annual 1987, Cambridge, Mass., 1987.

DEWALD, William G. e ULAN, Michael, *The Twin-Deficit Illusion*, *Cato Journal*, 9, 1990.

DIBOO-LU, Selahattin, *Accounting for U.S. Current Account Deficits: An Empirical Investigation*, Working Paper, Southern Illinois University, 1994.

DORNBUSCH, Rudiger, GOLDFAJN, Ilan, e VALDÉS, Rodrigo, *Current Crises and Collapses*, *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1995.

EASTERLY, William e SCHMIDT-HEBBEL, Klaus, Fiscal Adjustments and Macroeconomic Performance: A Synthesis, in Easterly et al (ed.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press, 1994.

EDWARDS, Sebastian, *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Cambridge, MIT Press, 1989.

ENDERS, Walter e LEE, Bong-Soo, *Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins?*, Review of Economics and Statistics, 72, 1990.

EVANS, Paul, *Do Budget Deficits Affect the Current Account?*, Working Paper, Ohio State University, 1989.

GUJARATI, Damodar N., *Basic Econometrics*, 3rd ed., McGrall-Hill, 1995.

HAYASHI, Fumio, *Tests for Liquidity Constrains: A Critical Survey*, NBER Working Paper 1720, Cambridge, Mass., 1985.

KAMIN, Steven B., *Devaluation, External Balance, and Macroeconomic Performance: A Look at Numbers*, Princeton Studies in International Finance 62, agosto de 1988.

KRUGMAN, Paul R., *A Model of Balance of Payment Crisis*, Journal of Money, Credit and Banking 11(3), 1979.

KRUGMAN, Paul R. e OBSTFELD, Maurice, *International Economics-Theory and Policy*, 4^a ed., Addison-Wesley Publishing Company, 1997.

LEIDERMAN, Leonardo e BLEJER, Mario I., *Modeling and Testing Ricardian Equivalence: A Survey*, International Monetary Fund Staff Papers 35, março 1988.

MILLER, Stephen M. e RUSSEK, Frank S., *Are the Twin Deficits Related?* Contemporary Policy Issues, 7, 1989.

RORÍGUEZ, Carlos A., The External Effects of Public Sector Deficits, in Easterly et al (ed.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press, 1994.

ROSENWEIG, Jeffrey A. e TALLMAN, Ellis W., *Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits Really Twins?*, Economic Inquiry, 31, 1993.

SEATER, John J., *Ricardian Equivalence*, Journal of Economic Literature 21(1), 1993.

ANEXO ESTATÍSTICO

Saldo em Conta Corrente (%PIB)

País	Média Anual			
	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1981-1995
Alemanha	1.08%	4.21%	-0.92%	1.45%
Argentina	-2.22%	-1.26%	-1.92%	-1.80%
Austrália	-4.90%	-5.34%	-4.48%	-4.90%
Austria	-0.73%	0.15%	-0.73%	-0.44%
Bélgica	-1.44%	2.25%	4.29%	1.70%
Bolívia (1)	-3.98%	-6.50%	-6.56%	-5.61%
Brasil	-2.86%	-0.37%	-0.30%	-1.18%
Canadá	-0.75%	-3.55%	-3.41%	-2.57%
Chile	-9.84%	-3.10%	-1.37%	-4.77%
China (2)	0.11%	-0.22%	0.83%	0.25%
Cingapura	-4.93%	5.24%	12.67%	4.33%
Colômbia	-5.97%	0.46%	-1.24%	-2.25%
Coréia	-2.78%	4.30%	-1.32%	0.06%
Dinamarca	-3.54%	-1.92%	2.22%	-1.08%
Egito	-4.87%	-1.14%	3.32%	-0.89%
Espanha	-0.91%	-1.21%	-1.97%	-1.36%
EUA	-1.44%	-2.70%	-1.37%	-1.84%
Finlândia	-1.33%	-3.16%	-1.21%	-1.90%
França	-0.84%	-0.39%	0.44%	-0.26%
Grécia	-6.58%	-3.29%	-1.48%	-3.79%
Holanda	3.72%	3.01%	3.84%	3.52%
Hungria (1)	-1.50%	-2.24%	-4.68%	-2.67%
Índia (3)	-1.37%	-2.25%	-1.31%	-1.70%
Indonésia	-3.60%	-2.66%	-2.45%	-2.90%
Israel	-4.57%	0.50%	-3.41%	-2.49%
Itália (1)	-1.19%	-0.77%	-0.55%	-0.86%
Japão	1.84%	2.78%	2.66%	2.43%
Malásia (1)	-8.32%	2.39%	-5.73%	-3.75%
Marrocos	-9.01%	-0.47%	-2.40%	-3.96%
México	-0.62%	-1.04%	-5.37%	-2.35%
Noruega (1)	3.77%	-2.35%	2.86%	1.32%
Paraguai (1)	-5.67%	-3.69%	-9.05%	-5.93%
Peru	-3.69%	-3.75%	-5.10%	-4.18%
Portugal (1)	-8.49%	0.46%	-0.67%	-3.06%
Reino Unido	1.34%	-2.51%	-1.15%	-0.78%
Suíça	4.16%	3.91%	6.44%	4.84%
Tailândia	-5.26%	-2.96%	-6.44%	-4.88%
Turquia (1)	-2.82%	-0.51%	-0.52%	-1.34%
Uruguai	-2.52%	0.60%	-1.23%	-1.05%
Venezuela	3.98%	1.16%	0.21%	1.78%
Média	-2.46%	-0.70%	-0.96%	-1.37%
Desvio	3.51%	2.71%	3.88%	2.61%

Fonte: IFS

(1) dados não disponíveis para 1995

(2) dados não disponíveis para 1980-81

(3) dados não disponíveis para 1994-95

Superávit Público

País	Média Anual			
	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1981-1995
Alemanha	-1.86%	-1.10%	-2.05%	-1.67%
Argentina (1)	-5.15%	-1.43%	-0.46%	-2.48%
Austrália	-2.08%	0.26%	-2.19%	-1.34%
Austria (1)	-4.63%	-4.94%	-4.82%	-4.79%
Bélgica (1)	-12.11%	-7.24%	-5.93%	-8.61%
Bolívia (1)	-26.95%	-0.62%	-1.77%	-10.35%
Brasil (3)	-5.35%	-13.27%	-4.57%	-8.22%
Canadá (1)	-5.32%	-2.88%	-4.00%	-4.07%
Chile	-1.26%	0.85%	1.97%	0.52%
China	-0.45%	-0.64%	-0.94%	-0.68%
Cingapura (3)	2.42%	5.20%	12.22%	5.75%
Colômbia (4)	-3.80%	-1.20%	0.04%	-1.97%
Coréia	-1.94%	0.27%	-0.17%	-0.61%
Dinamarca	-5.11%	2.20%	-1.86%	-1.59%
Egito (3)	-10.44%	-6.95%	-0.91%	-6.90%
Espanha	-7.43%	-3.51%	-5.67%	-5.54%
EUA	-4.50%	-3.62%	-3.66%	-3.93%
Finlândia (3)	-1.55%	0.16%	-11.74%	-3.25%
França	-2.91%	-2.19%	-4.57%	-3.22%
Grécia (1)	-9.31%	-12.02%	-12.75%	-11.26%
Holanda	-6.97%	-3.54%	-2.50%	-4.34%
Hungria (2)	-0.96%	-1.49%		-1.23%
Índia	-6.80%	-8.36%	-6.17%	-7.11%
Indonésia (3)	-1.19%	-1.81%	0.21%	-1.11%
Israel	-17.55%	-4.16%	-4.35%	-8.69%
Itália (5)	-13.42%	-11.53%	-10.71%	-12.31%
Japão (3)	-6.07%	-3.08%	0.16%	-3.48%
Malásia (1)	-13.27%	-6.48%	-1.50%	-7.48%
Marrocos (6)	-9.17%	-4.55%	-1.74%	-6.00%
México	-8.30%	-8.95%	0.05%	-5.73%
Noruega (1)	2.23%	0.61%	-4.23%	-0.19%
Paraguai (3)	-0.89%	1.20%	0.60%	0.26%
Peru	-4.37%	-4.80%	-1.63%	-3.60%
Portugal (1)	-11.31%	-7.15%	-5.24%	-8.09%
Reino Unido	-3.72%	0.15%	-4.58%	-2.71%
Suíça	-0.34%	0.49%	-1.37%	-0.41%
Tailândia	-4.47%	0.34%	2.89%	-0.41%
Turquia (1)	-4.82%	-3.19%	-5.07%	-4.31%
Uruguai	-4.57%	-1.17%	-0.63%	-2.12%
Venezuela (1)	0.27%	-2.16%	-1.56%	-1.12%
Média	-5.63%	-3.06%	-2.60%	-3.86%
Desvio	5.62%	4.02%	4.17%	3.69%

Fonte: IFS

(1) dados não disponíveis para 1995

(2) dados não disponíveis para 1991-95

(3) dados não disponíveis para 1994-95

(4) dados não disponíveis para 1990 e 1994-95

(5) dados não disponíveis para 1992-95

(6) dados não disponíveis para 1993-95

Inflação

País	Média Anual			
	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1981-1995
Alemanha	2.61%	1.38%	2.80%	2.50%
Argentina	266.29%	501.37%	8.27%	221.14%
Austrália	6.31%	6.06%	1.87%	5.56%
Austria	3.50%	1.81%	2.57%	2.97%
Bélgica	5.48%	1.84%	1.79%	3.33%
Bolívia	577.61%	12.36%	7.66%	123.10%
Brasil (1)	122.85%	608.82%	427.19%	406.00%
Canadá	4.93%	3.62%	1.15%	3.88%
Chile	16.63%	15.33%	9.38%	16.63%
China	3.63%	9.20%	12.09%	8.99%
Cingapura	1.61%	1.57%	1.88%	1.82%
Colômbia	16.48%	20.72%	18.46%	22.06%
Coréia	3.05%	4.85%	4.33%	4.88%
Dinamarca	5.54%	3.18%	1.48%	3.80%
Egito	11.79%	14.78%	9.78%	15.09%
Espanha	9.24%	4.70%	3.96%	6.94%
EUA	3.43%	3.57%	2.27%	3.50%
Finlândia	6.13%	4.36%	1.35%	4.41%
França	6.91%	2.57%	1.58%	4.05%
Grécia	15.44%	12.58%	9.95%	15.57%
Holanda	2.82%	0.72%	2.10%	2.09%
Hungria	5.75%	13.67%	18.09%	15.02%
Índia	6.66%	6.61%	7.63%	8.50%
Indonésia	7.20%	6.26%	6.97%	7.86%
Israel	158.16%	14.46%	8.95%	53.33%
Itália	10.06%	4.49%	3.75%	6.90%
Japão	1.78%	1.22%	0.71%	1.50%
Malásia	2.72%	1.64%	3.43%	2.94%
Marrocos	7.28%	2.99%	4.41%	6.01%
México	50.72%	50.39%	12.92%	44.46%
Noruega	6.28%	4.77%	1.70%	4.95%
Paraguai	12.85%	21.16%	13.24%	19.54%
Peru	83.54%	627.27%	28.81%	199.83%
Portugal	18.82%	8.90%	4.90%	12.34%
Reino Unido	4.81%	5.20%	2.22%	4.71%
Suíça	2.96%	2.36%	2.00%	2.88%
Tailândia	2.44%	3.50%	3.64%	3.70%
Turquia	29.92%	44.56%	61.42%	52.70%
Uruguai	36.08%	59.13%	39.82%	57.38%
Venezuela	7.63%	33.94%	36.09%	28.60%
Média	10.11%	8.52%	5.68%	10.47%
Desvio	101.11%	152.91%	67.22%	77.35%

Fonte: IFS

(1) Fonte: BACEN

Saldo da Balança Comercial

País	Média Anual			
	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1981-1995
Alemanha	3.41%	5.94%	2.02%	3.79%
Argentina	3.24%	4.03%	0.01%	2.43%
Austrália	-0.72%	-0.44%	-0.08%	-0.41%
Austria	-5.34%	-4.19%	-4.08%	-4.54%
Bélgica	-1.35%	1.42%	2.33%	0.80%
Bolívia (1)	3.63%	-0.72%	-4.31%	-0.19%
Brasil	3.40%	3.94%	2.30%	3.21%
Canadá	3.99%	1.69%	1.86%	2.51%
Chile	0.86%	6.33%	1.54%	2.91%
China (2)	-0.52%	-0.76%	1.08%	-0.04%
Cingapura	-23.09%	-3.20%	-0.95%	-9.08%
Colômbia	-2.67%	4.27%	0.05%	0.55%
Coréia	-2.39%	3.41%	-0.88%	0.05%
Dinamarca	-0.85%	1.46%	4.75%	1.79%
Egito	-12.89%	-7.70%	-13.23%	-11.27%
Espanha	-4.28%	-5.17%	-4.08%	-4.51%
EUA	-2.01%	-2.73%	-1.92%	-2.22%
Finlândia	1.19%	1.12%	6.08%	2.80%
França	-1.59%	-0.81%	0.25%	-0.72%
Grécia	-13.27%	-11.06%	-11.72%	-12.01%
Holanda	4.65%	3.99%	4.86%	4.50%
Hungria (1)(2)	2.46%	1.12%	-4.60%	-0.23%
Índia (3)	-2.45%	-2.15%	-0.69%	-1.93%
Indonésia	4.74%	5.61%	4.42%	4.93%
Israel	-12.08%	-6.67%	-8.34%	-9.03%
Itália (1)	-1.53%	0.13%	1.76%	0.00%
Japão	2.74%	3.36%	3.07%	3.06%
Malásia (1)	3.67%	12.54%	3.32%	6.74%
Marrocos	-10.31%	-6.18%	-7.41%	-7.97%
México	4.82%	2.30%	-2.60%	1.51%
Noruega (1)	6.98%	1.27%	7.10%	4.98%
Paraguai (1)	-5.03%	-3.22%	-14.84%	-7.19%
Peru	1.97%	0.50%	-1.65%	0.27%
Portugal (1)	-16.17%	-8.70%	-10.04%	-11.75%
Reino Unido	-0.20%	-3.59%	-1.89%	-1.89%
Suíça	-3.18%	-3.28%	0.19%	-2.09%
Tailândia	-4.59%	-3.04%	-4.12%	-3.92%
Turquia (1)	-5.97%	-4.33%	-5.29%	-5.19%
Uruguai	3.02%	4.16%	-2.16%	1.67%
Venezuela	11.14%	7.43%	7.89%	8.82%
Média	-1.66%	-0.05%	-1.25%	-0.97%
Desvio	6.78%	4.84%	5.30%	5.10%

Fonte: IFS

(1) dados não disponíveis para 1995

(2) dados não disponíveis para 1981

(3) dados não disponíveis para 1994-95

Saldo do Balanço de Serviços

País	Média Anual			
	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1981-1995
Alemanha	-0.77%	-0.90%	-1.68%	-1.12%
Argentina	-0.71%	-0.67%	-0.92%	-0.77%
Austrália	-1.87%	-1.34%	-0.75%	-1.32%
Austria	5.28%	5.09%	4.21%	4.86%
Bélgica	1.16%	1.14%	1.28%	1.19%
Bolívia	-2.60%	-2.88%	-2.51%	-2.66%
Brasil	-1.09%	-0.87%	-1.03%	-0.99%
Canadá	-1.19%	-1.36%	-1.75%	-1.43%
Chile	-2.24%	-2.10%	-0.06%	-1.47%
China (2)	0.13%	0.39%	-0.06%	0.15%
Cingapura	19.79%	7.71%	13.04%	13.51%
Colômbia	-0.84%	-0.97%	0.06%	-0.59%
Coréia	2.42%	1.30%	-0.40%	1.11%
Dinamarca	1.47%	0.98%	1.69%	1.38%
Egito	0.18%	1.57%	6.54%	2.76%
Espanha	4.00%	3.89%	2.61%	3.50%
EUA	0.25%	0.32%	0.90%	0.49%
Finlândia	-0.07%	-1.62%	-2.11%	-1.27%
França	1.61%	1.27%	1.37%	1.42%
Grécia	4.52%	4.44%	4.97%	4.65%
Holanda	-0.51%	-0.46%	0.20%	-0.26%
Hungria (1)(2)	0.17%	0.06%	1.15%	0.43%
Índia (3)	-0.24%	-0.49%	-0.52%	-0.40%
Indonésia	-4.61%	-3.94%	-3.65%	-4.07%
Israel	-0.68%	-1.05%	-1.75%	-1.16%
Itália (1)	0.70%	0.21%	0.01%	0.33%
Japão	-1.00%	-1.12%	-1.13%	-1.08%
Malásia (1)	-6.54%	-4.81%	-4.12%	-5.23%
Marrocos	-1.28%	1.65%	1.01%	0.46%
México	-0.68%	-0.34%	-0.51%	-0.51%
Noruega (1)	0.71%	-0.40%	-0.59%	-0.06%
Paraguai (1)	-0.80%	0.03%	5.56%	1.32%
Peru	-1.27%	-0.98%	-1.14%	-1.13%
Portugal (1)	1.60%	1.99%	1.29%	1.65%
Reino Unido	1.39%	1.05%	0.80%	1.08%
Suíça	3.31%	3.81%	3.86%	3.66%
Tailândia	0.02%	1.11%	-1.57%	-0.15%
Turquia (1)	1.92%	3.31%	4.04%	3.02%
Uruguai	-1.01%	0.55%	2.19%	0.58%
Venezuela	-4.31%	-2.71%	-4.81%	-3.94%
Média	0.41%	0.32%	0.64%	0.45%
Desvio	3.89%	2.43%	3.23%	3.02%

Fonte: IFS

(1) dados não disponíveis para 1995

(2) dados não disponíveis para 1981

(3) dados não disponíveis para 1994-95

Resumo Estatístico do Saldo em Conta Corrente

1981-95	
Média	-0.013714563
Erro padrão	0.004123593
Mediana	-0.015294539
Desvio padrão	0.02607989
Variância da amostra	0.000680161
Curtose	0.00879739
Assimetria	0.49943935
Intervalo	0.107665781
Mínimo	-0.059292626
Máximo	0.048373156
Soma	-0.548582513
Contagem	40

