

Bernardo Patta Schettini

**Distribuição e demanda agregada na  
visão neo-estruturalista: teoria e  
aplicações**

Belo Horizonte, MG  
UFMG/Cedeplar  
2011

Bernardo Patta Schettini

## **Distribuição e demanda agregada na visão neo-estruturalista: teoria e aplicações**

Dissertação apresentada ao curso de mestrado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Gilberto de Assis Libânio

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG  
2011

## Folha de Aprovação

## AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador Gilberto Libânio pelas contribuições que enriqueceram a dissertação. Aos demais membros da banca, Franklin Serrano e Mauro Sayar Ferreira, sou também grato pelas sugestões para a melhora do trabalho. Adicionalmente, agradeço ao Cedeplar pela formação de qualidade e à CAPES pelo apoio financeiro.

Um agradecimento especial à minha família (meus pais Paulo e Nadir, minha irmã Marina e minha filha Luisa) por terem me fornecido condições (não apenas materiais) muito mais do que necessárias para eu levar adiante meus projetos acadêmicos. Aos amigos, agradeço pela força durante este período.

Ficam também documentados meus agradecimentos aos companheiros de trabalho mais próximos (Adolfo, Cláudio Amitrano, Cláudio Hamilton, Gabriel, Márcio, Murilo, Raphael, Rodrigo, Sandro, Sérgio, Thiago, Valdir, Victor e Vinícius), com os quais tenho aprendido bastante.

Aos colegas da turma do mestrado (Alan, Arthur, Júlio, Luciano e Paulo), assim como aos demais colegas do Cedeplar (Ricardo, Fabrício, Thiago, Ulisses, Admir, Tabi, Carol, entre outros), agradeço pela companhia sempre muito agradável nos momentos de estudo e de lazer. Um agradecimento à parte para o Alan pela ajuda com toda a logística para marcar a defesa e entregar a versão final do trabalho quando eu não estava em Belo Horizonte.

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO .....	12
2 UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE E A RELAÇÃO ENTRE DISTRIBUIÇÃO E ACUMULAÇÃO.....	15
2.1 Um esquema básico.....	16
2.1.1 A equação de produção .....	16
2.1.2 A equação de preços.....	18
2.1.3 A equação de Cambridge.....	19
2.2 Fechamentos alternativos .....	21
2.2.1 A visão neo-Keynesiana: poupança forçada .....	21
2.2.2 A visão neomarxista: contração dos lucros .....	24
2.2.3 A visão Steindliana: grau de monopólio e estagnação.....	26
2.3 O modelo de Bhaduri e Marglin.....	30
2.3.1 Economia fechada.....	31
2.3.2 Economia aberta .....	34
2.4 Considerações finais .....	37
3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA.....	39
4 METODOLOGIA E DADOS.....	50
4.1 Método uniequacional .....	50
4.1.1 Efeito parcial e total .....	51
4.1.2 Regressões ADL e ECM .....	52
4.2 Método multiequacional.....	55
4.2.1 Modelo VAR .....	56
4.2.2 Identificação no VAR.....	57
4.2.3 Análise de resposta a impulso e decomposição da variância .....	59
4.3 Análise preliminar dos dados .....	61

4.3.1 Fontes dos dados e descrição das variáveis.....	62
4.3.2 Testes para a presença de raiz unitária .....	69
4.4 Notas finais.....	72
5 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES .....	74
5.1 Uma visão crítica das possibilidades de aplicação.....	74
5.2 Estimações ADL para o Brasil.....	76
5.3 Análise VAR para os Estados Unidos .....	83
5.4 Análise VAR para o Japão .....	89
5.5 Considerações finais .....	94
6 CONCLUSÃO GERAL.....	96
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	99
ANEXO 1.....	105
ANEXO 2.....	107

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 – Fronteira consumo-crescimento.....	17
FIGURA 2 – Fronteira salário-lucro .....	18
FIGURA 3 – Função poupança agregada .....	19
FIGURA 4 – Função consumo por trabalhador .....	20
FIGURA 5 – Equilíbrio no modelo neo-Keynesiano .....	23
FIGURA 6 – Equilíbrio no modelo neomarxista.....	25
FIGURA 7 – Equilíbrio no modelo Steindliano.....	29
FIGURA 8 – Acumulação no regime de demanda estagnacionista.....	32
FIGURA 9 – Acumulação no regime de demanda aceleracionista.....	33
TABELA 1 – Literatura empírica por regressões independentes.....	41
TABELA 2 – Literatura empírica por modelos VAR.....	45
TABELA 3 – Resultados qualitativos na literatura aplicada.....	48
QUADRO 1 – Fonte dos dados e descrição das variáveis para o Brasil.....	63
QUADRO 2 – Fonte dos dados e descrição das variáveis para os Estados Unidos.....	64
QUADRO 3 – Fonte dos dados e descrição das variáveis para o Japão .....	64
GRÁFICO 1 – Custo unitário real do trabalho e participação dos salários na renda nos Estados Unidos, 1987-2007 .....	66
GRÁFICO 2 – Custo unitário real do trabalho e participação dos salários na renda no Japão, 1996-2007 .....	67
GRÁFICO 3 – Participação dos salários na renda no Brasil, 1953-2003 .....	68
TABELA 4 – Testes de raiz unitária nas séries do Brasil .....	70
TABELA 5 – Testes de raiz unitária nas séries dos Estados Unidos .....	71
TABELA 6 – Testes de raiz unitária nas séries do Japão .....	71
TABELA 7 – Regressões para o consumo no Brasil .....	77

TABELA 8 – Regressões para o investimento no Brasil .....	78
TABELA 9 – Regressões para as exportações do Brasil .....	80
TABELA 10 – Regressões para as importações do Brasil .....	81
TABELA 11 – Intervalo de “efeitos parciais” para o Brasil.....	82
GRÁFICO 4 – Funções de resposta a impulso pela fatoração de Cholesky para os Estados Unidos .....	84
TABELA 12 – Decomposição da variância pela fatoração de Cholesky para os Estados Unidos .....	85
GRÁFICO 5 – Funções de resposta a impulso pela decomposição estrutural para os Estados Unidos .....	87
TABELA 13 – Decomposição da variância pela decomposição estrutural para os Estados Unidos .....	87
GRÁFICO 6 – Funções de resposta a impulso pela fatoração de Cholesky para o Japão .....	89
TABELA 14 – Decomposição da variância pela fatoração de Cholesky para o Japão .....	91
GRÁFICO 7 – Funções de resposta a impulso pela decomposição estrutural para Japão .....	92
TABELA 15 – Decomposição da variância pela decomposição estrutural para o Japão .....	92
GRÁFICO A 1 – Trajetórias das séries para o Brasil, 1953-2003 .....	105
GRÁFICO A 2 – Trajetórias das séries para os Estados Unidos, 1970:1- 2009:3.....	106
GRÁFICO A 3 – Trajetórias das séries para o Japão, 1980:1-2009:3.....	106
TABELA A 1 – Modelo VAR estimado para os Estados Unidos.....	107
TABELA A 2 – Raízes inversas do polinômio AR do VAR para os Estados Unidos.....	108
TABELA A 3 – Teste LM para a presença de autocorrelação nos resíduos do VAR dos Estados Unidos.....	108

TABELA A 4 – Teste Jarque-Bera para normalidade dos resíduos no Var dos Estados Unidos.....	109
TABELA A 5 – Teste de White para heterocedasticidade no VAR dos Estados Unidos.....	109
TABELA A 6 – Modelo VAR estimado para o Japão.....	110
TABELA A 7 – Raízes inversas do polinômio AR do VAR para o Japão .....	110
TABELA A 8 – Teste LM para a presença de autocorrelação nos resíduos do VAR do Japão.....	111
TABELA A 9 – Teste Jarque-Bera para normalidade dos resíduos no VAR do Japão .....	111
TABELA A 10 – Teste de White para heterocedasticidade no VAR do Japão ...	112

## RESUMO

Esta dissertação analisou a relação entre distribuição funcional da renda e demanda agregada segundo a visão neo-estruturalista. Isso envolveu, além de uma revisão da literatura, exercícios empíricos com dados anuais para o Brasil (de 1953 a 2003) e trimestrais para os Estados Unidos e Japão (de 1970 e 1980, respectivamente, ao terceiro trimestre de 2009). No campo teórico, essa literatura se consolidou durante a década de 1980, tendo surgido na forma de fechamentos alternativos para um modelo subdeterminado que buscavam retratar principalmente as visões neo-Keynesiana, neomarxista e Steindliana com relação ao funcionamento da economia. Cada configuração fornecia um sinal para a correlação e uma cadeia de relações de causalidade lógica entre, de um lado, salário real e taxa de lucro, e, de outro, consumo por trabalhador e acumulação de capital. A partir de meados da década de 1990, uma série de análises empíricas foi realizada com referência ao modelo de Bhaduri e Marglin (1990) que admite resultados em conformidade com as visões neomarxista e Steindliana supondo utilização da capacidade variável. As aplicações são baseadas em modelos autorregressivos de defasagens distribuídas, de cointegração ou vetores autorregressivos e, de uma maneira geral, indicam que o impacto da distribuição sobre a demanda agregada é pequeno ou nulo. Ademais, resultados qualitativamente distintos para uma mesma economia são encontrados na literatura. Os exercícios empíricos realizados neste trabalho corroboram com essa impressão inicial, posto que não foi possível concluir com clareza qual foi a direção do impacto de uma mudança marginal na participação dos salários sobre a demanda agregada em nenhum dos três casos analisados.

---

**Palavras-chave:** distribuição funcional da renda, demanda agregada, modelos de cointegração e vetores autorregressivos.

## ABSTRACT

This thesis analyzed the relation between functional income distribution and aggregate demand according to the neo-structuralist view, which involved a theoretical overview and empirical exercises using annual data for Brazil (from 1953 to 2003) and quarterly data for the United States and Japan (from 1970 and 1980, respectively, to the third quarter of 2009). On the theoretical ground, the neo-structuralist literature was developed mainly during the 1980s, being formulated as alternative closures to an underdetermined model which aimed at depicting especially the neo-Keynesian, neomarxian and Steindlian views regarding the operation of the economy. Each configuration provided a sign for the correlation and a logical causality chain between, on the one hand, the real wage and the profit rate, and, on the other, consumption per worker and capital accumulation. Starting in the mid 1990s, a series of applied work was undertaken with reference to the Bhaduri and Marglin's (1990) model, which comprises the neomarxian and Steindlian outcomes as special cases assuming variable capacity utilization. The empirical analyses are based on autoregressive distributed lag models, cointegration or vector autorregressions, and most often indicate a small or zero impact of distribution on aggregate demand. Moreover, qualitatively distinct results for a determined economy are found in the literature. The empirical exercises performed in this work corroborate this first impression, since it was not possible to clearly identify the direction of the impact of a marginal change in the wage share on the aggregate demand in neither one of the three cases analyzed.

---

**Keywords:** Functional income distribution, aggregate demand, cointegration models and vector autorregressions.

# 1 INTRODUÇÃO

O objetivo desta dissertação é analisar a relação entre distribuição funcional da renda e demanda agregada segundo a abordagem neo-estruturalista, buscando também avaliar as possibilidades de aplicação com base nos dados disponíveis para o Brasil, Estados Unidos e Japão.

Começamos por notar que existe uma intrincada relação entre a participação dos salários na renda e a demanda agregada em determinada economia. Isso ocorre porque os salários representam um custo para a firma individual, mas, ao mesmo tempo, significam poder de compra para os trabalhadores.

A literatura neo-estruturalista acerca do impacto da distribuição sobre a utilização da capacidade produtiva e a acumulação de capital cumpriu organizar as visões neo-Keynesiana, neomarxista e Steindliana na forma de fechamentos alternativos para um modelo subdeterminado de equilíbrio de longo prazo. Uma interpretação menos literal desses trabalhos permite interpretar cada fechamento como uma possibilidade de curto prazo. Esse parece ser o caso, por exemplo, em Taylor (1991).

Segundo a proposta neo-Keynesiana de Kaldor (1956), Robinson (1964) e Pasinetti (1962), a utilização da capacidade no longo prazo se situa em seu nível normal ou planejado. Supondo que a propensão média a consumir dos salários é superior à dos lucros, um acréscimo na taxa de acumulação exige uma queda no poder aquisitivo dos trabalhadores para produzir um nível de poupança compatível com o novo equilíbrio. Isso ocorre mediante elevação do nível de preços, em um mecanismo que ficou conhecido como “poupança forçada”.

Na visão neomarxista, existe também correlação negativa entre acumulação de capital e consumo por trabalhador, assim como entre a taxa de lucro e o salário real. Contudo, a direção da causalidade é distinta, sendo da distribuição para a acumulação. Dito de outra forma, um acréscimo no salário real produz uma queda da taxa de lucro que, por seu turno, implica menor ritmo de acumulação. Esse

resultado, conhecido como “contração dos lucros”, é a pedra angular das interpretações marxistas com respeito à desaceleração nas economias centrais com o fim da era de ouro do capitalismo a partir da década de 1970, conforme, por exemplo, Marglin (1990) e Glyn *et al.* (1990).

Na proposta Steindliana, existe correlação positiva entre, de um lado, acumulação e consumo por trabalhador, e, de outro, taxa de lucro e salário real. Isso ocorre porque a utilização da capacidade pode divergir de seu nível planejado no longo prazo, exercendo influência própria sobre o ritmo de acumulação em mercados oligopolizados. Em conformidade com a tese “estagnacionista” de crescimento do grau de monopólio, um acréscimo na taxa de *markup* implica queda nos salários reais, na utilização da capacidade, na taxa de lucro e na acumulação de capital. Essa configuração, inspirada principalmente em Steindl (1952) e Kalecki (1971), foi classificada como sendo representativa da visão Keynesiana de esquerda (Nell, 1985; Dutt, 1987), posto que sugeria uma estratégia de crescimento baseada na cooperação entre capitalistas e trabalhadores.

Contudo, Bhaduri e Marglin (1990) mostraram que um resultado de “contração dos lucros” é também factível se a utilização da capacidade é endógena. De maneira mais geral, existe um conjunto mais amplo de configurações de equilíbrio do que aqueles mencionados acima. Com isso, surge uma taxonomia para regimes de demanda e acumulação. Se uma redistribuição na direção dos salários produz uma queda na utilização da capacidade, o regime de demanda é dito “aceleracionista”. Se, ao contrário, a utilização da capacidade cresce, então a demanda é “estagnacionista”. A direção do impacto sobre a acumulação de capital caracteriza os regimes de acumulação “liderado pelos lucros” e “liderado pelos salários”, respectivamente. Conforme fica particularmente claro em Marglin e Bhaduri (1990), uma estratégia de crescimento “liderada pelos salários” requer que exista cooperação entre trabalhadores e capitalistas na forma de crescimento concomitante da participação dos salários na renda e da taxa de lucro.

A relação entre distribuição funcional da renda e demanda agregada é, portanto, uma questão empírica. Isso aparentemente motivou uma série de trabalhos aplicados baseados em modelos uniequacionais de cointegração ou de defasagens distribuídas que buscam captar relações de equilíbrio de longo prazo

quase sempre utilizando dados anuais, em que se destacam as contribuições seminais de Bowles e Boyer (1995) e Gordon (1995a). Existem, por outro lado, poucas aplicações com referência ao modelo de Bhaduri e Marglin (1990) baseadas na metodologia de vetores autorregressivos – quais sejam, Gordon (1995b), Stockhammer e Onaran (2004) e Onaran e Stockhammer (2005) –, possivelmente porque é mais amplamente utilizada para captar relações ao longo do ciclo. Em todos os casos, a conclusão é a de que o impacto da distribuição funcional da renda (primária, *i.e.* antes dos impostos e das transferências) sobre a demanda agregada é nulo ou muito pequeno. Ademais, resultados qualitativamente distintos para determinada economia são encontrados na literatura.

Em conformidade com o padrão na literatura, utilizamos dados anuais para o Brasil no período de 1953 a 2003 com o objetivo de captar possíveis relações de longo prazo entre a participação dos salários na renda e a demanda agregada. Especificamente, foram estimados modelos autorregressivos de defasagens distribuídas e vetores de cointegração. Para os Estados Unidos e o Japão, utilizamos dados trimestrais de 1970 e 1980, respectivamente, ao terceiro trimestre de 2009 em modelos de vetores autorregressivos. Isso se justifica pela impressão de que as relações entre distribuição e os componentes da demanda agregada devem se apresentar com maior clareza no curto prazo.

Essa dissertação foi organizada em cinco partes, afora essa introdução. O capítulo 2 apresenta uma revisão da literatura neo-estruturalista acerca do impacto da distribuição sobre a utilização da capacidade e a acumulação de capital. O capítulo 3 consiste de uma breve revisão da literatura empírica. O capítulo 4 mostra as metodologias de regressões independentes e de vetores autorregressivos, assim como os dados utilizados na parte aplicada do trabalho. O capítulo 5 reporta os resultados empíricos. Por fim, o capítulo 6 apresenta as conclusões gerais.

## 2 UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE E A RELAÇÃO ENTRE DISTRIBUIÇÃO E ACUMULAÇÃO

A relação entre distribuição funcional da renda e acumulação de capital foi examinada neste capítulo.<sup>1</sup> O sinal da correlação entre essas variáveis e a direção da causalidade lógica dependem da visão com respeito ao funcionamento da economia. Isso posto, nosso objetivo foi esclarecer como determinada configuração de equilíbrio emerge como resultado de pressupostos específicos. A exposição buscou conciliar uma análise de caráter apreciativo com modelos formais, sendo que não se buscou privilegiar uma visão em específico.

A noção de estado estacionário ou posição de equilíbrio representa um “conceito organizador” em nossa análise (cf. Amadeo, 1987). O método de se encontrar posições de equilíbrio consiste, na verdade, em uma maneira de se abstrair da complexidade das forças que atuam sobre o sistema e esclarecer as relações entre distribuição e acumulação que resultam de algumas hipóteses básicas. Nesse sentido, não houve pretensão em se postular que as quantidades e preços de equilíbrio coincidem com seus verdadeiros valores. A economia pode gravitar em torno de determinada posição de equilíbrio ou migrar entre estados estacionários, sendo que mudanças estruturais devem implicar instabilidade paramétrica. Conquanto essas possibilidades não constituíram um tema de análise, reconhecemos de saída que os “fechamentos” para o modelo de longo prazo representam, em nossa visão, possibilidades específicas para cada situação de curto prazo.

O capítulo foi estruturado em quatro seções. A seção 2.1 apresenta um esquema básico subdeterminado com três equações e cinco incógnitas. A estrutura básica da economia foi assim estabelecida. A seção 2.2 parte da abordagem por fechamentos alternativos com o objetivo de representar as três principais visões na literatura neo-estruturalista com relação ao funcionamento da economia. A

---

<sup>1</sup> Em uma economia em que apenas um bem é produzido, sendo utilizado para fins de consumo e investimento, a taxa de crescimento da demanda agregada é igual à taxa de acumulação.

seção 2.3 mostra o modelo de Bhaduri e Marglin (1990) e uma classificação para regimes de demanda e acumulação. A seção 2.4 apresenta algumas considerações finais.

## 2.1 Um esquema básico

Um modelo geral, mas que não determina completamente o comportamento da economia que busca representar, é apresentado nesta seção. Este modelo consiste em um sistema de equações subdeterminado com três equações e cinco incógnitas. A estrutura básica da economia fica assim definida por um conjunto de relações contábeis. A equação de produção e a equação de preços representam as partes do modelo relativas a quantidades e preços, respectivamente. Nestas relações, o único pressuposto com conteúdo econômico diz respeito à exogeneidade da produtividade do trabalho. Na realidade, impomos também um nível máximo para a relação capital-produto. A terceira equação desse esquema básico é a função poupança, sendo que sua relação com o investimento define a condição de equilíbrio no mercado de bens. Dois outros pressupostos são incorporados ao sistema por meio dessa função. A economia é dividida em duas classes de renda, sendo que a propensão a poupar dos lucros é considerada como sendo superior à dos salários. No restante do capítulo, este sistema serve de referência básica.

### 2.1.1 A equação de produção

Em uma economia fechada e sem governo em que apenas uma mercadoria é produzida, a produção física é alocada entre consumo e investimento e a taxa de crescimento do produto é igual à taxa de acumulação de capital. Definindo  $Y$  como sendo o produto,  $C$  o consumo por trabalhador,  $L$  o emprego,  $g$  a taxa de acumulação e  $K$  o estoque de capital, a equação de produção pode ser representada por:

$$Y = CL + gK \tag{1}$$

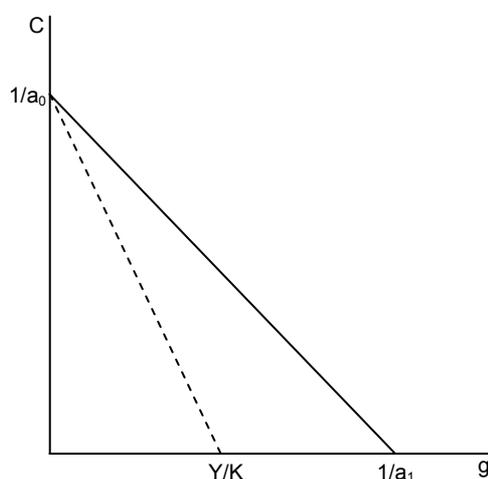
Se  $g > 0$ , então  $K$  evolui. Porém,  $K$  é fixo em cada período.

O coeficiente do trabalho na produção  $a_0=L/Y$  corresponde à recíproca da produtividade deste fator que, por hipótese, é fixa. O coeficiente  $a_1 \geq K/Y$  indica a participação do capital na produção, sendo que a desigualdade estrita se aplica em uma situação em que existe excesso de capacidade com relação ao nível planejado.<sup>2</sup> Normalizando pelo nível de produto, tem-se:

$$1 = Ca_0 + g(K/Y) \quad (1')$$

Com  $a_1=K/Y$ , a fronteira consumo-crescimento fica então definida (FIG. 1) e indica o conjunto de pares  $\langle g, C \rangle$  factíveis com utilização planejada da capacidade.

**FIGURA 1 – Fronteira consumo-crescimento**



Sobre esta fronteira, existe correlação inversa entre consumo por trabalhador e acumulação. Conforme indica a linha pontilhada, é possível que a utilização da capacidade encontre-se abaixo de seu nível planejado. Neste caso, o crescimento do consumo por trabalhador é compatível com um nível mais elevado de acumulação.

---

<sup>2</sup> O grau de utilização planejado ou normal (geralmente menor que um) deve atender aos objetivos estratégicos da firma que derivam da desejabilidade de se impor barreiras à entrada e de atender a aumentos inesperados na demanda (Steindl, 1952; Amadeo, 1986c, 1987). Do ponto de vista teórico e das implicações do modelo, a distinção entre utilização da capacidade plena e planejada é irrelevante (Amadeo, 1986a). Ver mais adiante.

### 2.1.2 A equação de preços

A equação de preços exprime a relação entre o preço da mercadoria – que, por construção, é igual ao nível de preços – e as remunerações dos fatores trabalho e capital. Se  $P$  é o preço da mercadoria,  $W$  é o salário nominal e  $r$  é a taxa de lucro, então:

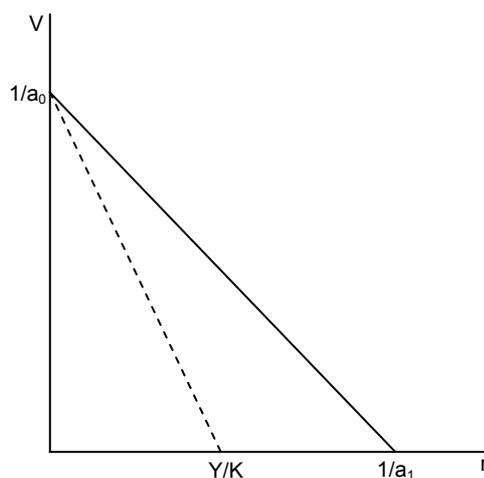
$$P = Wa_0 + rP(K/Y) \quad (2)$$

Definindo  $V=W/P$  como sendo o salário real e normalizando pelo preço da mercadoria, a seguinte relação torna-se válida:

$$1 = Va_0 + r(K/Y) \quad (2')$$

Com  $a_1=K/Y$ , a fronteira salário-lucro fica então definida (FIG. 2) e exprime o conjunto de pares  $\langle r, V \rangle$  factíveis com utilização planejada do estoque de capital.

**FIGURA 2 – Fronteira salário-lucro**



Existe clara simetria entre as equações (1') e (2'). Sobre a fronteira, há correlação inversa entre salário real e taxa de lucro. A linha pontilhada retrata uma situação em que existe capacidade ociosa além do nível planejado e, com isso, o crescimento do salário real não requer queda da taxa de lucro.

### 2.1.3 A equação de Cambridge

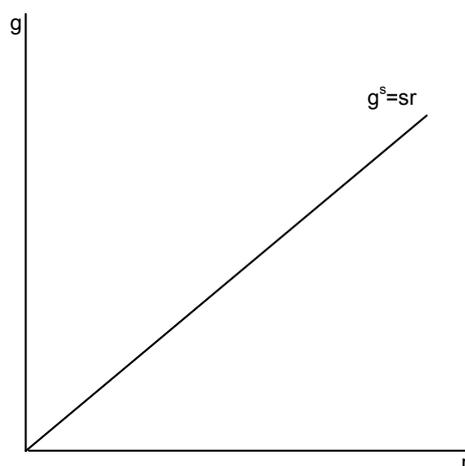
Duas premissas importantes são introduzidas no que segue. Primeiro, pressupõe-se duas classes de renda na economia, sendo que os capitalistas recebem lucros e os trabalhadores, salários. Segundo, assume-se que a propensão a poupar dos lucros seja superior à dos salários.

Sem perda de generalidade, admite-se que os salários sejam consumidos em sua totalidade e uma fração constante  $s$  dos lucros é convertida em poupança.<sup>3</sup> Definindo  $S=srK$  como sendo a poupança agregada, então:

$$S/K = g^s = sr \quad (3)$$

Essa relação é conhecida como equação de Cambridge e pode ser ilustrada no plano  $\langle r, g \rangle$  (FIG. 3).

**FIGURA 3 – Função poupança agregada**



O equilíbrio no mercado de bens requer  $g^i = g^s$ . Substituindo de (3):

$$g^i = sr \quad (3')$$

<sup>3</sup> Desde que a propensão a poupar dos capitalistas seja superior à dos trabalhadores, os resultados qualitativos se mantêm. Caso a poupança dos trabalhadores seja convertida em empréstimos aos capitalistas e a remuneração seja igual à taxa de lucro (uma hipótese razoável para o longo prazo), a distribuição da renda entre lucros e salários não é alterada, apenas aquela entre capitalistas e trabalhadores. Doravante, referência é realizada à distribuição de renda entre lucros e salários, ao invés de capitalistas e trabalhadores. Ver Pasinetti (1962).

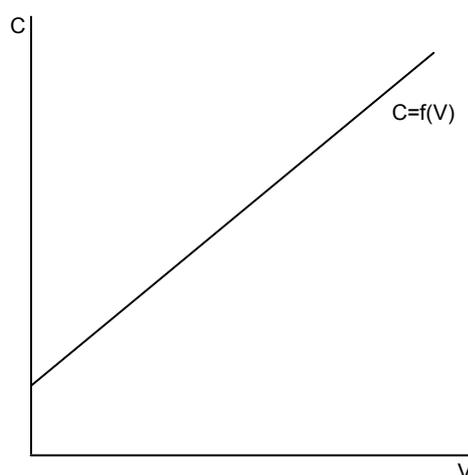
A função investimento é, no entanto, independente da função poupança. O equilíbrio é alcançado por meio de variações no nível e na distribuição da renda, dependendo se a utilização da capacidade se encontra ou não em seu nível planejado, conforme procuramos tornar claro mais adiante, na seção seguinte.

É interessante exprimir também o consumo por trabalhador como função do salário real. Definindo  $\pi=r(K/Y)$  e  $(1-\pi)=Va_0$  como sendo as participações dos lucros e salários na renda, da identidade  $C=[(1-\pi)+(1-s)\pi]/a_0$  segue que:

$$C = (1-s)/a_0 + sV \quad (4)$$

Essa relação é ilustrada na FIG. 4. A inclinação da reta é definida pela propensão  $s$  a poupar dos capitalistas. Afora isso, note-se que a reta não cruza a origem porque os capitalistas consomem uma fração  $(1-s)$  de seus rendimentos, como fica claro da própria relação em (4).

**FIGURA 4 – Função consumo por trabalhador**



Isso posto, importante notar que as relações (1'), (2') e (3') formam um sistema subdeterminado com três equações linearmente independentes e cinco incógnitas:  $C$ ,  $g$ ,  $V$ ,  $r$  e  $K/Y$ . Falta, portanto, um par de equações para que o sistema fique exatamente determinado e seja possível encontrar a solução de equilíbrio.

## 2.2 Fechamentos alternativos

Nesta seção, hipóteses adicionais são introduzidas com o objetivo de fechar o modelo, conforme, por exemplo, Marglin (1984), Amadeo (1986a,b) e Dutt (1987, 1990). Isso é realizado com referência a três diferentes propostas de interpretação do funcionamento da economia. Especificamente, busca-se retratar as visões neo-Keynesiana, neomarxista e Steindliana.

### 2.2.1 A visão neo-Keynesiana: poupança forçada

Harrod (1939) concluiu que existia apenas uma taxa de crescimento compatível com uma trajetória de equilíbrio dinâmico. Desvios dessa “taxa garantida” seriam autoagravantes, ao invés de autocorretivos. Esse resultado ficou conhecido na literatura como o “fio da navalha” e foi obtido de maneira independente em Domar (1946). Em ambos os casos, a razão capital/produto e a taxa de poupança agregada foram consideradas como sendo constantes. Duas alternativas surgiram na literatura como solução para o problema da instabilidade.<sup>4</sup>

Solow (1956) e Swan (1956) buscaram flexibilizar a razão capital/produto por meio de uma função de produção que apresentava elasticidade de substituição unitária e fornecia perfeita substitubilidade entre capital e trabalho.<sup>5</sup> Kaldor (1956), Robinson (1964) e Pasinetti (1962) distinguiram entre duas classes de renda com propensões a poupar distintas. Afora isso, é importante destacar duas outras importantes características da vertente neo-Keynesiana. Primeiro, o equilíbrio

---

<sup>4</sup> Ver também Bertella (2000).

<sup>5</sup> Uma discussão mais aprofundada da alternativa desenvolvida por Solow e Swan, não se enquadra no escopo deste trabalho. Entretanto, é interessante esclarecer que o modelo poderia fornecer um resultado de equilíbrio de acordo a visão neoclássica, embora as hipóteses referentes à tecnologia e formação de poupança não sejam consistentes com essa visão, principalmente na trajetória de transição. Conforme Dutt (1990), o modelo seria fechado assumindo: (a) plena utilização da capacidade; e (b) inexistência de desemprego, sendo que a taxa de crescimento seria determinada pela taxa natural (igual ao crescimento populacional, posto que assumimos que a produtividade do trabalho é constante). Marglin (1984, p. 117) esclarece dois importantes resultados. Primeiro, a distribuição ajusta-se à taxa natural exogenamente determinada. Segundo, existe correlação inversa entre consumo por trabalhador e acumulação, assim como entre salário real e taxa de lucro. Neste sentido, o resultado neoclássico se assemelha à proposta Keynesiana desta seção.

competitivo prevalece no longo prazo e os preços são flexíveis. Segundo, a utilização efetiva do estoque de capital não diverge do nível planejado.

Diante disso, a primeira equação a ser introduzida no sistema é a seguinte:

$$K/Y = a_1 \quad (5)$$

Em princípio, há duas razões para não se admitir desvios sistemáticos da utilização planejada da capacidade. Primeiro, a existência de capacidade em excesso – a não ser que seja por força de indivisibilidade no capital –, aparentemente contradiz a noção de equilíbrio competitivo com firmas maximizadoras, no sentido de que representa um custo sem contrapartida pelo lado da receita. Segundo, parece também contradizer a noção de estado estacionário, pois a manutenção do equilíbrio exige a satisfação das expectativas.<sup>6</sup>

Com relação aos determinantes da taxa de acumulação, destaca-se que não existe uma visão consensual na literatura neo-Keynesiana. Por exemplo, enquanto Kaldor (1957) atribui um papel central para o progresso técnico, Robinson (1964) enfatiza os “espíritos animais” dos capitalistas. No entanto, em todos os casos a taxa de lucro esperada é um importante determinante do investimento. No estado estacionário, as expectativas devem ser satisfeitas e a taxa de lucro efetiva é igual à esperada.

Assim, chega-se à segunda equação:

$$g^i = g(r), \quad g' > 0 \quad (6)$$

Por simplicidade, é interessante assumir a seguinte especificação linear:

$$g^i = b_0 + b_1 r, \quad b_0, b_1 > 0 \quad (6')$$

O coeficiente  $b_0$  representa os “espíritos animais” dos capitalistas e  $b_1$  a responsividade do investimento com relação à taxa de lucro. As equações (5) e

---

<sup>6</sup> Para uma discussão, ver Amadeo (1987). Mais também adiante.

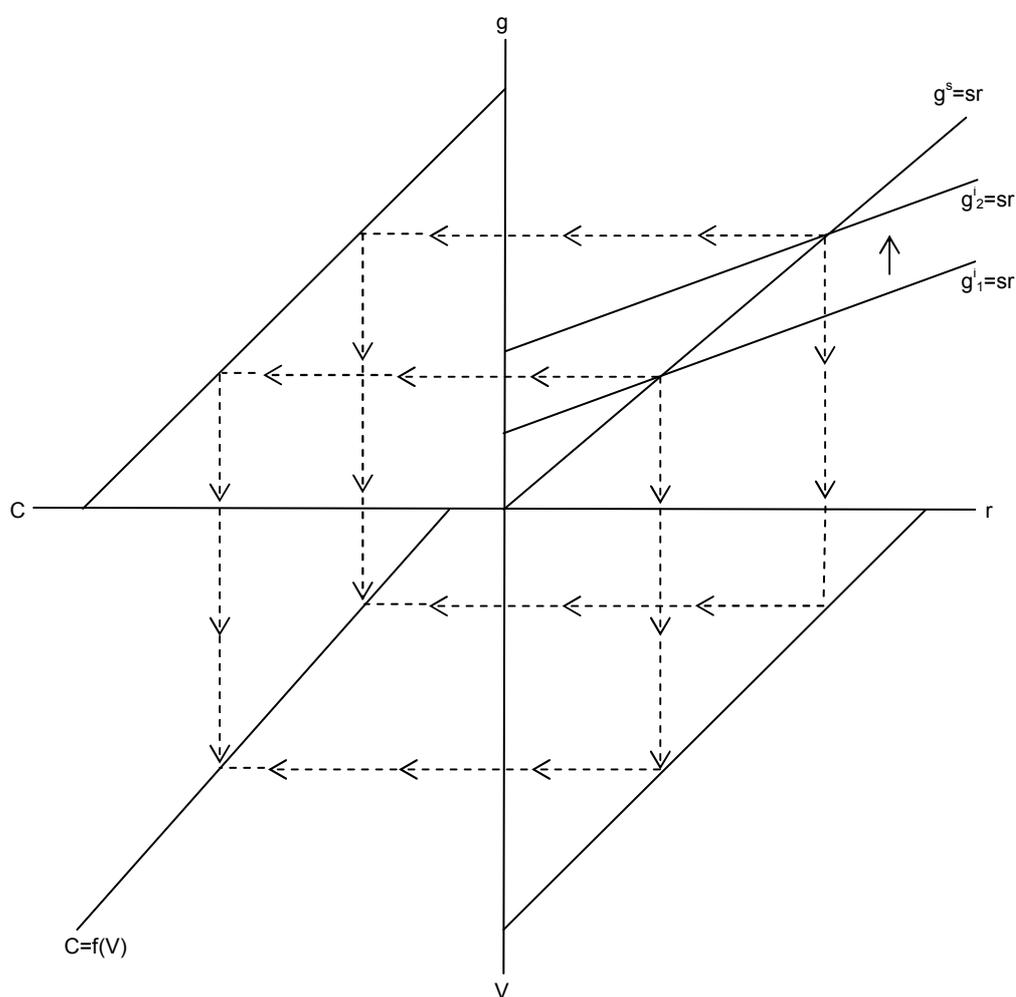
(6') fecham o modelo e fornecem os seguintes valores de equilíbrio de longo prazo:

$$(K/Y)^* = a_1, \quad r^* = b_0/(s - b_1), \quad g^* = sb_0/(s - b_1), \quad V^* = (s - b_1 - a_1b_0)/a_0(s - b_1),$$

$$C^* = [s(1 - a_1b_0) - b_1]/a_0(s - b_1)$$

A condição Keynesiana básica de estabilidade requer que a poupança seja mais sensível do que o investimento a variações no nível de renda. Ou seja,  $s - b_1 > 0$ .

**FIGURA 5 – Equilíbrio no modelo neo-Keynesiano**



Essa configuração de equilíbrio é ilustrada na FIG. 5.<sup>7</sup> A causalidade no modelo neo-Keynesiano vai dos parâmetros da função investimento e poupança para

<sup>7</sup> As figuras desta seção são versões adaptadas de Amadeo (1986a,b)

distribuição e consumo por trabalhador. Para fins de estática comparativa, o exercício de maior interesse nesse modelo consiste em uma mudança paramétrica na função investimento com  $\Delta b_0 > 0$ .

Conforme é possível observar pelo conjunto de valores de equilíbrio, um choque positivo nos “espíritos animais” dos capitalistas aumenta a taxa de acumulação e a taxa de lucro, enquanto o consumo por trabalhador e o salário real diminuem. Ademais, diminui também a participação dos salários na renda. Nesse sentido, um choque exógeno positivo na taxa de acumulação exige queda no poder aquisitivo dos trabalhadores para que se produza poupança suficiente e o novo equilíbrio seja alcançado. Isso ocorre mediante elevação do nível de preços. Esse mecanismo ficou conhecido como “poupança forçada” e foi também parte integrante do modelo de Champernowne (1958) e da análise de Kahn (1959).

### **2.2.2 A visão neomarxista: contração dos lucros**

Esse fechamento apresenta uma característica comum com o anterior. A hipótese de que o nível de utilização da capacidade é igual ao normal ou planejado se mantém. Ou seja, a equação (5) ainda se aplica. Com isso, falta apenas uma relação para fechar o modelo.

Tal equação baseia-se na noção de que o salário real é determinado com referência a um nível de subsistência ou convencional, determinado antes por meio do costume ou acordo e contratos do que baseado nas necessidades biológicas dos trabalhadores (Marglin, 1984, p. 118-19). Dessa forma, o salário real é considerado como sendo fixo:

$$V = \bar{V} \tag{7}$$

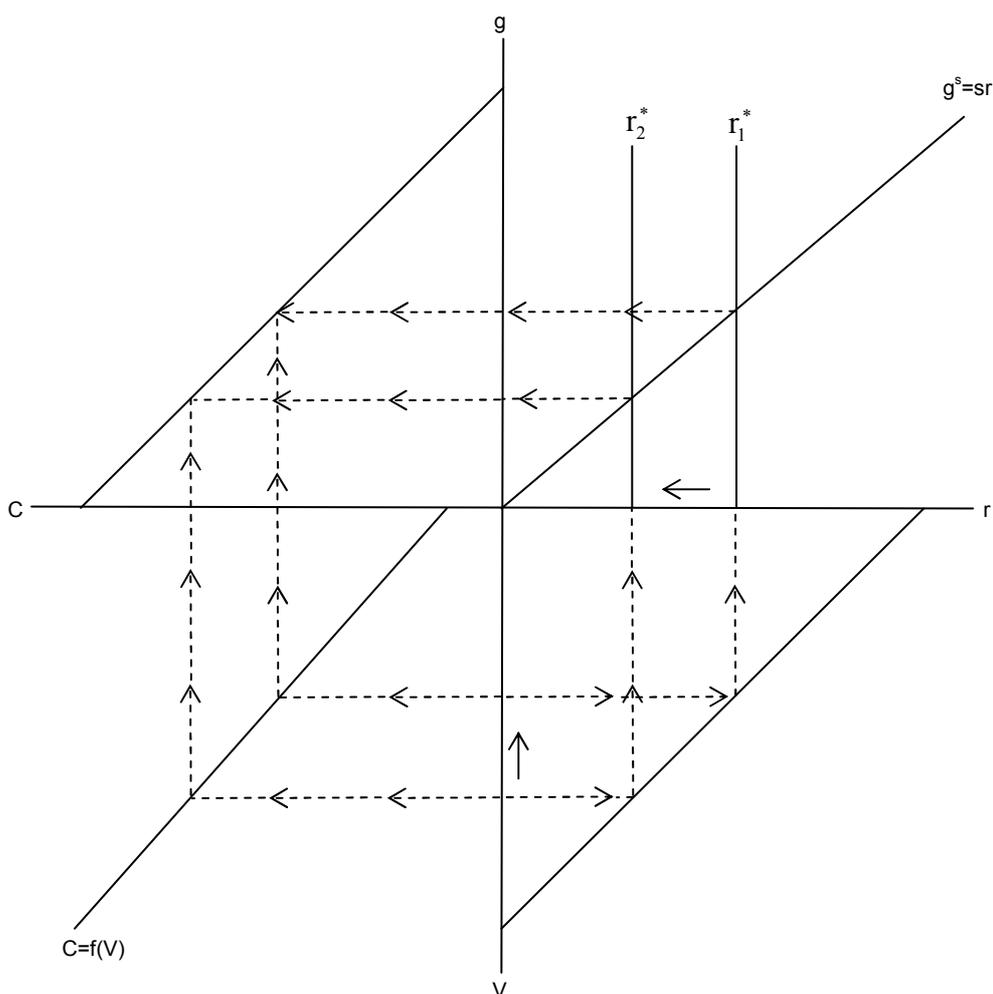
Isso corresponde, na verdade, a uma grande simplificação. Em muitos casos, a determinação do salário real é abordada na literatura neomarxista como sendo resultado de conflito de classe e pode assumir a forma de um problema de extração de trabalho da força de trabalho. Por exemplo, Goodwin (1967), Bowles (1985) e Bowles e Boyer (1988) abordam essa questão de maneira explícita em um modelo macroeconômico.

O modelo fica então exatamente determinado quando incluímos as equações (5) e (7), resultando nos seguintes valores de equilíbrio:

$$(K/Y)^* = a_1, \quad V^* = \bar{V}, \quad r^* = (1 - \bar{V}a_0)/a_1, \quad g^* = s(1 - \bar{V}a_0)/a_1, \quad C^* = s\bar{V} + (1 - s)/a_0$$

Esse resultado é representado na FIG. 6. Da configuração de equilíbrio, é possível observar que existe correlação inversa entre acumulação e consumo por trabalhador, assim como entre taxa de lucro e salário real. Nesse sentido, esse resultado se assemelha com a conclusão da seção anterior. Entretanto, existe uma importante diferença. No modelo neo-Keynesiano, a relação de causalidade é da acumulação para a distribuição. Agora, essa relação foi invertida e o exercício de estática comparativa de maior interesse é uma mudança exógena no salário real com  $\Delta V > 0$ .

**FIGURA 6 – Equilíbrio no modelo neomarxista**



Um acréscimo no salário real requer queda na taxa de lucro. Com efeito, aumenta o consumo por trabalhador e diminui a taxa de acumulação. Esse resultado é conhecido como “contração dos lucros”. Segundo Marglin (1990) e Glyn *et al.* (1990), essa é a base para a proposta neomarxista de interpretação da desaceleração nas economias centrais a partir da década de 1970.

### **2.2.3 A visão Steindliana: grau de monopólio e estagnação**

A tese “estagnacionista” foi desenvolvida em Steindl (1952), cuja contribuição foi influenciada por Kalecki (1971). A proposta resultante foi classificada como sendo representativa da visão Keynesiana de esquerda – em contrapartida à visão de Robinson, Kaldor e Pasinetti –, e consistia em uma estratégia de crescimento baseada na cooperação entre capitalistas e trabalhadores (Nell, 1985; Dutt, 1987; Bhaduri e Marglin, 1990). Conforme, por exemplo, Rowthorn (1981), Dutt (1984), Taylor (1985) e Blecker (1989), o fechamento dessa seção fornece um resultado coerente com a visão Steindliana. Uma diferença central na comparação com os fechamentos apresentados até o momento é o fato de que, na visão de Steindl, a utilização da capacidade pode operar como uma variável de ajuste.

A existência de excesso indesejado de capacidade pode ser justificada nas seguintes bases. Note-se inicialmente que, supondo que o mecanismo de entrada e saída seja efetivo, a utilização da capacidade planejada deve ser realizada apenas na ausência de entrada ou saída líquida de firmas. Dito de outra forma, uma mudança no número de firmas no mercado significa que o excesso de capacidade deve encontrar-se acima ou abaixo do nível planejado. Todavia, redefinindo capacidade planejada como sendo aquela observada em períodos consecutivos, esta deve coincidir com seu nível efetivo para uma indústria. Contudo, este resultado não se aplica para uma firma individual.

Além disso, o mecanismo de entrada e saída não funciona de maneira perfeita em oligopólios na visão de Steindl. Ou seja, ajustes nas condições de oferta são realizados principalmente através de mudanças no ritmo de investimento pelas firmas estabelecidas no mercado.

The type of adjustment assumed, if it is performed by many industries, will react on the demand side, and this may render it impossible for an equilibrium to be obtained. The degree of utilisation actually obtaining in the long run, we must conclude, is no safe indication of the *planned* level of utilization (Steindl, 1952, p. 12, grifo no original).

Caso o equilíbrio seja atingido por uma firma em particular, isso não significa que o resultado será verificado para a economia em seu conjunto. Com isso, a relação em (5) não mais se aplica e é preciso introduzir duas novas equações para fechar o modelo.

Seguindo Kalecki (1971), a formação de preços é definida por uma regra de *markup* sobre custos primários:

$$P = (1 + m)Wa_0 \quad (8)$$

em que  $m$  é a taxa de *markup*, sendo representativa do “grau de monopólio” em determinada indústria ou na economia como um todo. Alternativamente, é possível exprimir essa mesma relação da seguinte forma:

$$1 = (1 + m)Va_0 \quad (8')$$

Importante notar que a participação dos lucros pode ser expressa como sendo função exclusivamente da taxa de *markup*. Conforme fica claro por (2') e (8'),  $\pi = m/(1-m)$ . Tem-se ainda  $r = \pi(Y/K)$ , donde fica claro que existe uma relação positiva entre a taxa de lucro e a utilização da capacidade. Essas relações se revelarão úteis mais adiante.

Além de influenciar na determinação da taxa de lucro, a utilização da capacidade exerce influência própria sobre a acumulação de capital.<sup>8</sup> Há duas razões para supor que a utilização da capacidade tenha influência independente na acumulação de capital. Primeiro, firmas operando em mercados oligopolizados evitam utilizar movimentos nos preços como estratégia competitiva, devido, por exemplo, à concorrência potencial. Segundo, em indústrias com elevado grau de concentração as firmas controlam suas margens de lucro e, em alguma medida, a

---

<sup>8</sup> Ver também Steindl (1979).

taxa de lucro. A utilização da capacidade caracteriza então a principal variável de referência para as decisões da firma, inclusive aquelas relativas ao longo prazo. Assim, as decisões de investimento tornam-se mais sensíveis à utilização da capacidade do que à taxa de lucro.<sup>9</sup> Dessa forma, chega-se a uma nova versão para a função investimento:

$$g^i = g(r, K/Y), \quad g_1 > 0 \text{ e } g_2 < 0 \quad (9)$$

em que os subscritos 1 e 2 denotam as derivadas parciais com relação ao primeiro e segundo argumento, respectivamente. Por simplicidade, a seguinte forma linear foi adotada:

$$g^i = b_0 + b_1 r + b_2 (Y/K), \quad b_0, b_1, b_2 > 0 \quad (9')$$

A utilização da capacidade é representada por  $Y/K$  e  $b_2$  corresponde a uma versão do efeito acelerador. De (8') e (9') chega-se a uma nova configuração de equilíbrio:

$$V^* = (1 - \pi)/a_0, \quad r^* = b_0 \pi / [(s - b_1)\pi - b_2], \quad (Y/K)^* = b_0 / [(s - b_1)\pi - b_2], \\ g^* = s b_0 \pi / [(s - b_1)\pi - b_2], \quad C^* = (1 - s\pi)/a_0$$

A estabilidade do sistema agora requer  $(s - b_1)\pi > 0$ . Ou seja, a poupança agregada deve reagir mais (menos) do que o investimento a excessos de demanda (oferta) da mesma forma que no modelo neo-Keynesiano.

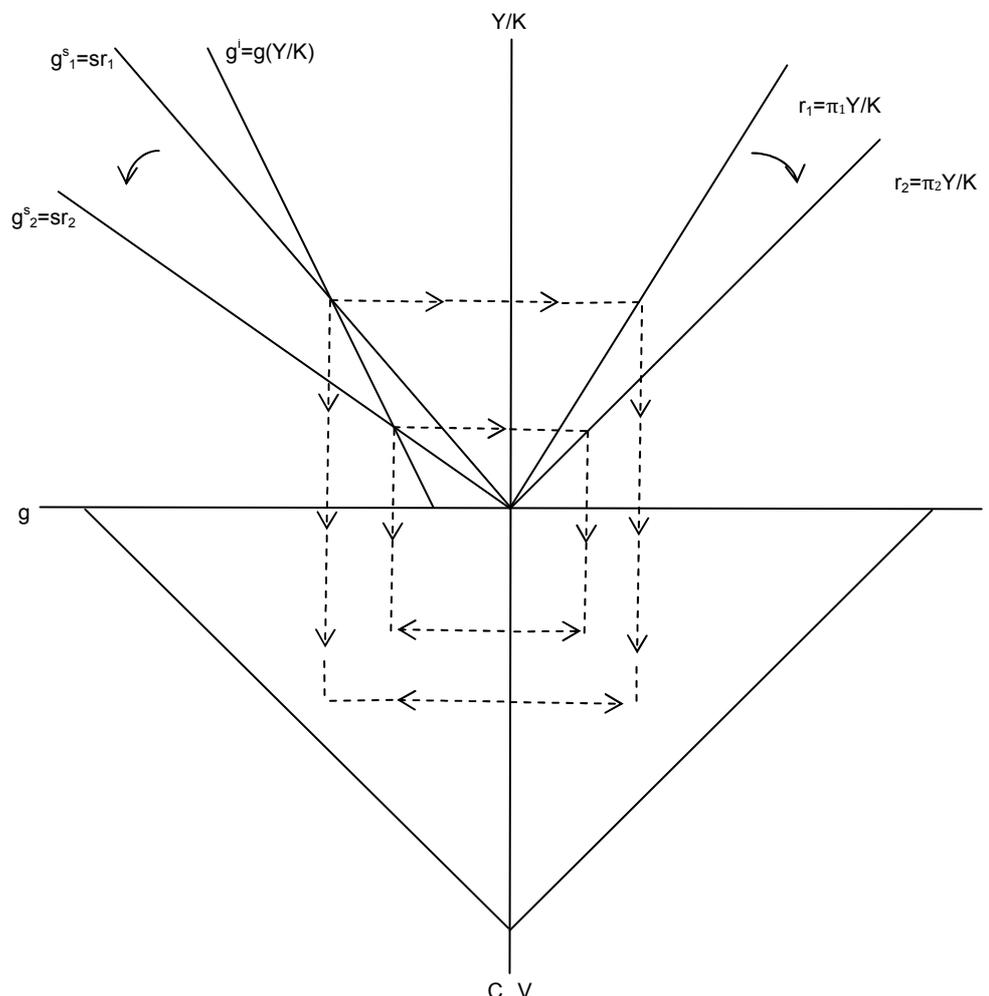
O equilíbrio é ilustrado na FIG. 7. Em conformidade com a tese de crescimento do monopólio, o exercício de estática comparativa mais interessante nesse modelo é um choque exógeno na taxa de *markup* com  $\Delta m > 0$  (e, por implicação,  $\Delta \pi > 0$ ). Cumpre observar que, nesse modelo, a correlação negativa entre acumulação e consumo por trabalhador não é válida, sendo que o mesmo se aplica para a relação entre salário real e taxa de lucro. Isso ocorre porque a utilização da capacidade é endógena. Por seu turno, a relação de causalidade vai da distribuição e dos parâmetros das funções investimento e poupança para a

---

<sup>9</sup> Ver Amadeo (1986c).

acumulação, lucro e utilização da capacidade. (Amadeo, 1986a,b; Bertella, 2007).

**FIGURA 7 – Equilíbrio no modelo Steindliano**



Diante de um acréscimo exógeno na taxa de *markup*, o salário real e o consumo por trabalhador diminuem. Para qualquer nível de utilização da capacidade, a razão entre poupança e estoque de capital aumenta porque houve redistribuição de renda na direção dos lucros. Diante disso, diminui a utilização da capacidade, a taxa de lucro e, com efeito, a acumulação de capital. A proposta “estagnacionista” consistia então em acréscimos no salário real como forma de induzir o crescimento por meio de seu efeito sobre o consumo e a utilização da capacidade, em que a possibilidade de cooperação entre capitalistas e trabalhadores substitui a noção de conflito que é central nas interpretações neomarxistas.

### 2.3 O modelo de Bhaduri e Marglin

Se a distribuição é considerada exógena, a relação de causalidade no modelo vai sempre das participações relativas dos salários e lucros para a acumulação, podendo-se distinguir entre os fechamentos neomarxista e Steindliano. No primeiro caso, a utilização da capacidade é fixa e a taxa de lucro determina a taxa de acumulação, sendo que a correlação entre essas variáveis é negativa. No segundo caso, a utilização da capacidade se ajusta diante de mudanças na participação dos salários e exerce influência própria sobre a taxa de acumulação. Bhaduri e Marglin (1990) e Marglin e Bhaduri (1990) mostram que essas duas visões são plausíveis se os impactos da participação dos lucros e da utilização da capacidade são levados em conta na função investimento sem incorrer em dupla contagem.

Dito de outra forma, o principal resultado dessa seção é o de que as propostas de “contração dos lucros” e “estagnacionista” emergem como casos particulares em um novo fechamento com utilização da capacidade variável. Nessa nova configuração, a direção do efeito sobre a utilização da capacidade – que resulta de mudanças nas participações relativas a salários e lucros – não necessariamente coincide com o resultado em termos de acumulação de capital. Destarte, tornou-se possível estabelecer uma classificação para regimes de demanda e de acumulação. Se a utilização da capacidade diminui com uma redistribuição da renda na direção dos salários, o regime de demanda é “aceleracionista”. Caso a utilização da capacidade cresça, o regime de demanda é “estagnacionista”. O impacto sobre a acumulação de capital caracteriza os regimes de acumulação “liderado pelos lucros” e “liderado pelos salários” (ou *profit-led* e *wage-led*, respectivamente). No que segue, os regimes de demanda e acumulação são definidos a partir da inclinação e elasticidade da curva IS, respectivamente. Inicialmente, consideramos uma economia fechada. Os resultados são então estendidos para levar em conta a influência do setor externo sobre esses regimes.

### 2.3.1 Economia fechada

Note-se inicialmente que, dado que  $r=\pi(Y/K)$ , a introdução de um termo independente para a utilização da capacidade na função investimento impõe um comportamento “estagnacionista” sobre a demanda e, ademais, um regime de acumulação “liderado pelos lucros”. A equação (9') implica dupla contagem, mas a relação em (6') é insatisfatória porque não distingue o efeito individual dos componentes da taxa de lucro. Com isso, a seguinte especificação é adotada:

$$g^i = g(Y/K, \pi), \quad g_1, g_2 > 0 \quad (10)$$

Torna-se assim possível distinguir entre o efeito da demanda agregada sobre o investimento veiculado pela utilização da capacidade e a influência do lado da oferta associada a uma redução no custo unitário ou salário real, conforme destacam Bhaduri e Marglin (1990, p. 380). Na forma linear, tem-se:

$$g^i = b_0 + b_2(Y/K) + b_3\pi, \quad b_0, b_2, b_3 > 0 \quad (10')$$

Com a equação (10'), falta apenas uma relação para fechar o modelo. Supõe-se que a formação de preços se dá através de uma regra de *markup* e a relação em (8') é utilizada. Levando em conta o esquema básico, o sistema fica assim exatamente determinado. O interesse agora reside na inclinação e elasticidade da curva IS no plano  $\langle \pi, (Y/K) \rangle$ .

De (3') e (10'), fica claro que inclinação da curva IS é dada por:

$$d(Y/K)/d\pi = [b_3 - s(Y/K)] / (s\pi - b_2) \quad (11)$$

A condição de estabilidade Keynesiana deve ser satisfeita com  $s\pi - b_2 > 0$ . Diante de uma queda no salário real, a utilização da capacidade aumenta (diminui) se a responsividade do investimento for maior (menor) do que a da poupança a variações na participação dos lucros na renda. Ficam assim definidos os regimes de demanda. Se  $b_3 - s(Y/K) > 0$ , a utilização da capacidade diminui quando o salário real cresce e fica caracterizado o regime “aceleracionista”. No caso em que  $b_3 - s(Y/K) < 0$ , a utilização da capacidade aumenta diante de um acréscimo no salário real e o regime de demanda é “estagnacionista”.

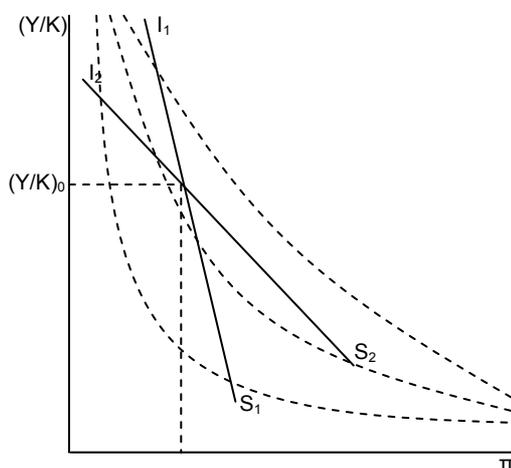
No regime “estagnacionista”, há duas possibilidades no que diz respeito ao efeito sobre a acumulação. Se a taxa de lucro (assim como os lucros totais) – e, por conseguinte, a acumulação de capital – diminui diante de um aumento no salário real, então o regime de acumulação é “liderado pelos lucros” e existe conflito entre capital e trabalho. Se a taxa de lucro e a acumulação crescem como consequência de um salário real maior, então o regime de acumulação é “liderado pelos salários” e existe cooperação entre capital e trabalho.

Ou seja, o regime de acumulação “liderado pelos salários” requer  $(dr/d\pi) < 0$ . Da relação  $r = \pi(Y/K)$ , essa condição pode ser expressa em termos da elasticidade da curva IS:

$$-[\pi/(Y/K)] [d(Y/K)/d\pi] > 1 \quad (12)$$

Assim, a curva IS negativamente inclinada deve ser elástica a partir do ponto inicial.

**FIGURA 8 – Acumulação no regime de demanda estagnacionista**



Na FIG. 8, a curva  $I_1S_1$  representa o regime de acumulação “liderado pelos salários”, enquanto  $I_2S_2$  indica um regime “liderado pelos lucros” quando a utilização da capacidade se comporta de modo “estagnacionista”.<sup>10</sup> As linhas pontilhadas representam curvas “isolucro” e foram construídas como sendo

<sup>10</sup> As figuras 8 e 9 aparecem em Marglin e Bhaduri (1990).

hipérbolas retangulares definidas por  $r=\pi(Y/K)$ .<sup>11</sup>

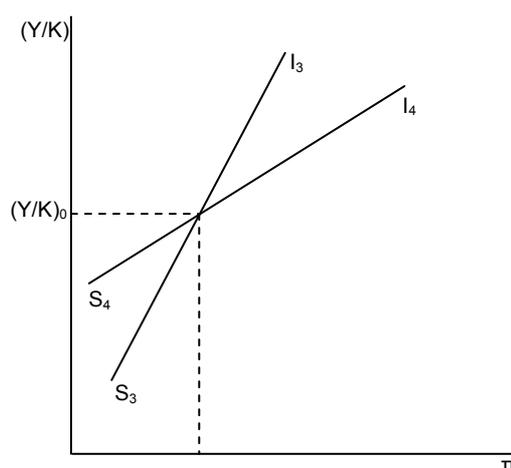
No regime “aceleracionista”, a única possibilidade é um regime de acumulação “liderado pelos lucros”. Nesse caso, a idéia de cooperação seria expressa na possibilidade de crescimento da massa salarial com a elevação no nível de utilização da capacidade diante de uma redistribuição na direção dos lucros. Apesar do menor salário real e de seu efeito sobre o trabalhador individual, a classe trabalhadora em seu conjunto seria beneficiada.

Uma condição similar sobre a elasticidade da curva IS se aplica. Definindo a massa de salários como sendo  $\Omega=(1-\pi)(Y/K)K$ , então segue que  $d\Omega/d(Y/K)=K\{1-\pi-[d\pi/d(Y/K)](Y/K)\}$ . Porque  $d\pi/d(Y/K)>0$  no regime “aceleracionista”, a cooperação entre capital e trabalho requer:

$$\left[ \frac{d(Y/K)}{d\pi} \right] \left[ \frac{\pi}{(Y/K)} \right] > \pi / (1 - \pi) \quad (13)$$

Ou seja, a elasticidade da curva IS positivamente inclinada deve ser superior à participação relativa dos lucros na renda. Na FIG. 9, essa situação foi representada pela curva  $I_3S_3$ . A curva  $I_4S_4$  mostra o caso em que existe conflito, ou seja, em que o menor salário real significa perda tanto para o trabalhador individual como para a classe como um todo.

**FIGURA 9 – Acumulação no regime de demanda aceleracionista**



<sup>11</sup> As curvas “isocrescimento” assumem o mesmo formato. Uma distância  $s$  separa um par de curvas “isolucro” e “isocrescimento”.

Ficam assim definidas quatro possíveis combinações entre, de um lado, regimes de demanda e, de outro, a relação entre capital e trabalho. Sempre que a demanda se comporta de forma “aceleracionista”, o crescimento é “liderado pelos lucros”, mas existe a possibilidade de cooperação entre capital e trabalho na forma de crescimento da massa de salários com o nível mais elevado de utilização da capacidade e acumulação diante de uma queda no salário real. O crescimento “liderado pelos salários” requer a interseção entre um regime “estagnacionista” e uma relação de cooperação entre classes com o crescimento concomitante do salário real e da taxa de lucro. Se essa relação de cooperação não se verifica, então o regime de acumulação é “liderado pelos lucros”.

### 2.3.2 Economia aberta

Blecker (1989) mostra que um resultado “estagnacionista” para a demanda agregada é menos provável em uma economia aberta. Isso ocorre porque o aumento no salário real implica perda de competitividade para as exportações domésticas. Mesmo que a absorção doméstica comporte-se em conformidade com a proposta “estagnacionista”, é possível que o efeito sobre as exportações líquidas imprima uma dinâmica “aceleracionista” na economia como um todo. Por implicação, o crescimento “liderado pelos salários” torna-se mais difícil à medida que o grau de abertura cresce.

A seguinte relação define  $\theta$  como sendo a competitividade internacional por meio de preços:

$$\theta = \varepsilon P_f / P \quad (14)$$

onde  $\varepsilon$  representa a taxa nominal de câmbio (preço da divisa estrangeira em termos da moeda doméstica) e  $P_f$  o nível de preços de bens finais em divisa estrangeira dos parceiros comerciais que, por hipótese, é fixo. Agora,  $P$  corresponde ao nível de preços dos bens finais domésticos e de exportação.

A evolução da competitividade externa pode então ser expressa por:

$$d\theta/\theta = d\varepsilon/\varepsilon - dP/P \quad (15)$$

A competitividade aumenta diante de uma desvalorização real da taxa de câmbio com  $d\varepsilon/\varepsilon > dP/P$ .

Como insumos importados são utilizados na produção doméstica e de exportação, a relação construída a partir da regra de *markup* em (8) precisa ser estendida:

$$P = (1+m)(Wa_0 + kP_f^l \varepsilon) \quad (16)$$

onde  $P_f^l$  é o preço dos insumos importados em divisa estrangeira e  $k$  é a proporção desses insumos por unidade de produto que também é constante por hipótese.

A participação dos lucros na renda fica então definida como sendo:

$$\pi = [P - (Wa_0 + kP_f^l \varepsilon)]/P \quad (17)$$

Note-se que a relação  $\pi = m/(1-m)$  permanece válida. Diferenciando e definindo a participação dos salários nos custos primários como  $\lambda = Wa_0/(Wa_0 + kP_f^l \varepsilon)$ , obtém-se a seguinte relação:

$$d\pi = (1-\pi)[(dP/P) - \lambda(dW/W) - (1-\lambda)(d\varepsilon/\varepsilon)] \quad (18)$$

Se  $\lambda > [d\varepsilon/\varepsilon - dP/P]/[d\varepsilon/\varepsilon - dW/W]$ , então a participação dos lucros aumenta como resultado de uma desvalorização. Se essa condição é satisfeita, assim como aquela relativa à melhora na competitividade  $d\varepsilon/\varepsilon > dP/P$ , então  $d\varepsilon/\varepsilon > dP/P > dW/W$ .

Usando  $E$  e  $M$ , respectivamente, para os gastos com exportações e importações medidos em moeda doméstica e normalizados pelo estoque de capital, tem-se:

$$E = PX_e \text{ e } M = \varepsilon \bar{P}_f X_m \quad (19)$$

onde  $\bar{P}_f$  é o índice de preços das importações e corresponde a uma média ponderada entre  $P_f^l$  e  $P_f$ .

O volume de exportações  $X$  depende da competitividade em termos de preços  $\theta$ . O volume de importações  $M$ , por sua vez, depende da competitividade  $\theta$  e da

utilização da capacidade. As seguintes medidas de sensibilidade foram utilizadas:

$$\begin{aligned} (\theta/X_e)(dX_e/d\theta) &= \eta_e \\ (\theta/X_m)(dX_m/d\theta) &= -\eta_m \end{aligned} \quad (20)$$

$$[(Y/K)/X_m][dX_m/d(Y/K)] = u$$

em que  $\eta_e$  e  $\eta_m$  são as elasticidades-preço das exportações e importações, respectivamente, e  $u$  é a elasticidade-renda das importações.

Assumindo equilíbrio inicial nas relações comerciais com  $E_0=M_0$ , das relações em (19) e das elasticidades em (20), segue que:

$$(dE - dM) = A(Y/K)(\eta_e + \eta_m - 1)(d\theta/\theta) - uAd(Y/K) \quad (21)$$

onde  $A=E_0/(Y/K)=M_0/(Y/K)$  é a participação inicial das exportações e importações na renda.

A condição de equilíbrio no mercado de bens deve ser redefinida para uma economia aberta:

$$s\pi(Y/K) + M = g(Y/K, \pi) + E \quad (22)$$

A diferencial total, após substituir de (10') e (21), fornece:

$$d(Y/K) = B^{-1}[b_3 - s(Y/K)]d\pi + B^{-1}A(Y/K)(\eta_e + \eta_m - 1)(d\theta/\theta) \quad (23)$$

A condição de estabilidade  $s\pi - b_2 > 0$  é suficiente para garantir que  $B=(Au+s\pi-b_2)$  seja positivo. O primeiro termo do lado direito indica como a desvalorização cambial afeta a utilização da capacidade por meio da participação dos lucros na renda e o seu sinal depende da dinâmica da absorção doméstica. O segundo termo representa o efeito da desvalorização sobre a balança comercial e é positivo desde que a condição de Marshall-Lerner  $\eta_e + \eta_m > 1$  seja satisfeita.

Se a desvalorização afeta positivamente a competitividade e a parcela dos lucros na renda, então  $d\varepsilon/\varepsilon > dP/P > dW/W$ . Se a absorção doméstica é "aceleracionista", não existe ambiguidade porque a desvalorização real impacta positivamente a

balança comercial. Caso a absorção doméstica seja “estagnacionista”, o resultado final é incerto porque a melhora na balança comercial pode ser superada pela queda na demanda interna pela produção doméstica.

Importante observar que  $dW/W > dP/P > 0$  com  $d\varepsilon/\varepsilon = 0 - e$ , por conseguinte,  $d\theta/\theta < 0$  – implica crescimento do salário real e da participação dos salários na renda, mas uma piora da competitividade internacional. Com efeito, as exportações líquidas devem diminuir. O sinal e a magnitude do efeito sobre a absorção doméstica tornam-se então decisivos, podendo fornecer resultado global positivo no caso “estagnacionista”. No entanto, conforme fica claro por (23), a lógica “aceleracionista” tende a prevalecer à medida que a economia torna-se mais aberta com crescente participação das exportações e importações iniciais na renda ( $A$ ) e elevadas elasticidades-preço das exportações ( $\eta_e$ ) e importações ( $\eta_m$ ). Com isso, torna-se também mais difícil perseguir uma estratégia de crescimento “liderada pelos salários”.

## 2.4 Considerações finais

Este capítulo analisou a relação entre distribuição, utilização da capacidade e acumulação na literatura neo-estruturalista que se desenvolveu principalmente durante a década de 1980. Partindo da hipótese de que existe uma relação de equilíbrio entre, de um lado, salário real e taxa de lucro, e, de outro, consumo por trabalhador e acumulação de capital, buscou-se destacar que não é possível dizer, em princípio, qual o sinal da correlação e a direção da causalidade entre essas variáveis. No âmbito de um modelo determinístico, é preciso fechar o modelo com algumas hipóteses adicionais. Com algumas configurações de equilíbrio plausíveis, na prática existe mais de uma possibilidade para cada situação de curto prazo.

Dito de outra forma, a principal conclusão deste capítulo é a de que a relação entre essas variáveis é uma questão empírica. Partindo do modelo de Bhaduri e Marglin (1990), que pressupõe distribuição exógena e utilização da capacidade variável, a literatura empírica sobre o impacto da distribuição sobre a demanda agregada se desenvolveu a partir de meados da década de 1990 buscando, em

geral, captar relações de longo prazo. O capítulo seguinte faz uma resenha desses trabalhos.

### 3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

Conforme se procurou enfatizar no capítulo anterior, a relação entre distribuição e demanda agregada é uma questão empírica. Com isso, diversos trabalhos aplicados surgiram a partir de meados da década de 1990 com o objetivo de captar as tendências gerais na relação entre participação dos salários e demanda agregada. De uma maneira geral, esses estudos indicam que o impacto de uma mudança marginal na distribuição produz um efeito pequeno ou nulo sobre o excesso de demanda. Soma-se a isso o fato de existirem na literatura resultados diversos para certas economias analisadas.

Como o interesse reside, na maior parte dos casos, em captar as relações de médio ou longo prazo, são utilizados dados anuais e as aplicações se baseiam em regressões de cointegração ou autorregressivas de defasagens distribuídas (modelos uniequacionais) que buscam captar relações de equilíbrio entre a participação dos salários na renda e os componentes da demanda agregada. As aplicações com base em dados trimestrais e a utilização de modelos de vetores autorregressivos (modelos multiequacionais) com o objetivo de se captar as relações de curto prazo são bastante limitadas.<sup>12</sup>

Essas metodologias são apresentadas em detalhes no capítulo seguinte. Neste breve capítulo, apresentamos uma resenha dos principais trabalhos nessa literatura. Começamos por notar que a maior parte das aplicações é realizada com base em dados para as economias da OCDE, possivelmente devido à disponibilidade de dados.<sup>13</sup> As TAB. 1 e 2 fazem uma síntese das aplicações

---

<sup>12</sup> Afora os trabalhos realizados com referência direta ao modelo de Bhaduri e Marglin (1990) a serem analisados no que segue, efeitos de curto prazo foram examinados em Barbosa-Filho e Taylor (2006) para o caso dos Estados Unidos, com base em um modelo do tipo presa-predador de ciclos de demanda efetiva e distribuição inspirado em Goodwin (1967). Gouvêa e Libânio (2007) realizaram uma aplicação para os casos da Turquia e Reino Unido. Em Stockhammer e Stehrer (2009), 12 países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) (Alemanha, Austrália, Canadá, Estados Unidos, Finlândia, França, Holanda, Irlanda, Japão, Luxemburgo, Reino Unido e Suécia) foram considerados.

<sup>13</sup> Para o Brasil, existem análises baseadas na teoria da financeirização (e.g., Bruno, 2008).

pelas abordagens uniequacional e multiequacional, respectivamente.<sup>14</sup>

As aplicações de Gordon (1995a) e Bowles e Boyer (1995) podem ser classificadas como contribuições seminais na classe de estudos com base em modelos uniequacionais. Gordon aplicou o estimador de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) e utilizou dados trimestrais para analisar o caso dos Estados Unidos entre 1955-88, identificando um regime “liderado pelos lucros” tanto para a demanda como um todo como para a absorção doméstica.<sup>15</sup> Bowles e Boyer utilizaram dados anuais para o período 1961-87 e realizaram estimações por mínimos quadrados ordinários (MQO) com variáveis predeterminadas para analisar os casos da Alemanha, Estados Unidos, França, Japão e Reino Unido. Em todas essas economias, a absorção doméstica pareceu ser “liderada pelos salários”. Considerando a influência das exportações líquidas, a demanda como um todo se mostrou ainda “liderada pelos salários” nos Estados Unidos e no Reino Unido, mesmo que apenas fracamente neste último caso. Por outro lado, os regimes de demanda agregada na Alemanha, França e Japão pareceram ser “liderados pelos lucros”. Afora esses primeiros trabalhos, novas aplicações com base na metodologia de regressões independentes por modelos de defasagens distribuídas restritos só vieram a surgir mais recentemente.

Naastepad (2006) teve uma contribuição importante ao admitir o crescimento da produtividade como sendo endógeno e determinado, afora um componente autônomo, pelo crescimento da demanda e dos salários reais.<sup>16</sup> A análise empírica foi realizada para a Holanda entre 1960-2000. As regressões MQO foram estimadas nas variáveis em primeira diferença ou como uma razão do

---

<sup>14</sup> A TAB. 1 é uma versão estendida da apresentada em Hein e Vogel (2008, p. 488-89).

<sup>15</sup> Segundo Gordon, a utilização do estimador MQ2E foi importante porque a variável utilização da capacidade é determinada de maneira simultânea às variáveis dependentes no modelo teórico. Medidas para gastos do governo, variações de estoques e investimento residencial bruto foram utilizadas como instrumentos. As taxas de juro e lucro defasadas, além de outros controles, foram também incluídas nas regressões como variáveis exógenas.

<sup>16</sup> A influência do crescimento da demanda sobre a produtividade do trabalho define o regime de produtividade e representa a relação de Verdoorn. Por sua vez, o crescimento da produtividade exerce influência sobre o crescimento da demanda porque modifica a distribuição funcional da renda, para uma dada taxa de crescimento dos salários reais. A endogeneização da produtividade do trabalho consiste em herança Kaldoriana. Ver, por exemplo, Setterfield e Cornwall (2002).

TABELA 1 – Literatura empírica por regressões independentes

Autores	Países	Período	Método de estimação	Poupança/ Consumo	Equações estimadas		Efeito total sobre a demanda	
					Investimento	Exportações Líquidas	Economia fechada	Economia Aberta
Bowles e Boyer (1995)	Alemanha, EU, França, Japão e RU	1961-87 (S e NX), 1953-87 (I/K)	MQO (com ajustes AR (1) e tendência)	$S/Y = f(\pi)$	$I/K = f(r, e)$	$NX/Y = f(r, e)$	Wage-led em todos os casos	Wage-led nos EU e RU; profit-led na Alemanha, França e Japão
Gordon (1995a)	EU	1955:1-88:4 (dados trimestrais)	MQ2E (com ajustes ARMA)	$S^n/Y^* = f(u, r, i)$	$I^n/Y^* = f(u, r, i)$	$NX/Y^* = f(u, r, i)$	Profit-led	Profit-led
Naastepad (2006)	Holanda	1960-2000	MQO (com ajustes AR (1))	$S/Y = f(\pi)$	$\hat{I} = f(\hat{Y}, \hat{\pi})$	$\hat{X} = f(\hat{X}_{trade}, \hat{RULC}_{relative})$	Wage-led	Wage-led
Naastepad e Storm (2007)	Alemanha, Espanha, EU, França, Holanda, Itália, Japão e RU	1964-2000 (Espanha), 1960-2000 (demais países)	MQO (com ajustes AR ou ARIMA e tendência)	$S/Y = f(\pi)$	$I/Y = f(Y, \pi)$	$\hat{X} = f(\hat{X}_{world}, \hat{RULC}_{relative})$	Wage-led na Alemanha, Espanha, França, Holanda, Itália e RU; profit-led nos EU e Japão	Wage-led na Alemanha, Espanha, França, Holanda, Itália e RU; profit-led nos EU e Japão
Ederer e Stockhammer (2007)	França	1960-2004	MQO (com ajustes AR (1)) e ECM	$C = f(W, R)$	$I = f(Y, R, i)$	i) $\hat{X} = f(\hat{Y}_{trade}, \Delta \hat{RULC}, \Delta \hat{P}_m)$ $\hat{M} = f(\hat{Y}, \Delta \hat{RULC}, \hat{P}_m)$ ii) $\hat{X} = f(\hat{Y}_{trade}, \Delta(\hat{P}_x/\hat{P}_m))$ , $\hat{M} = f(\hat{Y}, \Delta \hat{RULC}, (\hat{P}/\hat{P}_m))$ $\hat{P}_x = f(\hat{RULC})$ $\hat{P} = f(\hat{RULC})$	Wage-led	Profit-led
Stockhammer e Ederer	Áustria	1960-2005	MQO (com ajustes AR)	$\hat{C} = f(\hat{W}, \hat{R})$	$\hat{I} = f(\hat{Y}, \hat{R}, \hat{i})$	$\hat{X} = f(\hat{Y}_{trade}, (\hat{P}_x/\hat{P}_{xc}))$	Wage-led	Profit-led

(2008)			(1)) e ECM	$\hat{C} = f(\hat{\omega}, \hat{Y})$		$\hat{M} = f(\hat{Y}, (\hat{P}_x/\hat{P}_m))$ $\hat{P}_x = f(\hat{P}, \hat{P}_m)$ $\hat{P} = f(\hat{Y}, \hat{ULC}, \hat{P}_m)$		
Hein e Vogel (2008)	Áustria, Alemanha, EU, França, Holanda e RU	1960-2005	MQO (com ajustes AR (1)) e ECM	$\hat{C} = f(\hat{W}, \hat{R})$	$\hat{I} = f(\hat{Y}, \hat{\pi})$ $\hat{I} = f(\hat{Y}, \hat{R})$	$\hat{NX}_n/\hat{Y}_n = f(\hat{Y}, \hat{Y}_{trade}, \hat{\pi})$	Wage-led na Alemanha, Áustria, EU, França e RU; profit-led na Holanda	Wage-led na Alemanha, EU, França e RU; profit-led na Áustria e Holanda
Hein e Vogel (2009)	Alemanha, França	1960-2005	MQO (com ajustes AR (1)) e ECM	$\hat{C} = f(\hat{W}, \hat{R})$	$\hat{I} = f(\hat{Y}, \hat{\pi})$ , $\hat{I} = f(\hat{Y}, \hat{R})$ $\hat{I}/\hat{Y} = f(\hat{Y}, \hat{\pi})$	$\hat{NX}/\hat{Y} = f(\hat{Y}, \hat{Y}_{trade}, \hat{\pi})$	Wage-led nos dois casos	Wage-led nos dois casos
Stockhammer, Onaran e Ederer (2009)	Área do Euro (EU12)	1968-2005 (investimento), 1962-2005 (poupança e exportações líquidas)	MQO (com ajustes AR (1)) e ECM	$\hat{C} = f(\hat{W}, \hat{R})$	$\hat{I} = f(\hat{Y}, \hat{R}, i)$	i) $\hat{NX}/\hat{Y} = f(\hat{Y}, \hat{Y}_{trade}, \hat{\epsilon}, \hat{RULC})$ ii) $\hat{X} = f(\hat{Y}_{trade}, \hat{\epsilon}, (\hat{P}_x/\hat{P}_m))$ $\hat{M} = f(\hat{Y}_{trade}, \hat{\epsilon}, (\hat{P}/\hat{P}_m))$ $\hat{P} = f(\hat{ULC}, \hat{P}_m)$ $\hat{P}_x = f(\hat{ULC}, \hat{P}_m)$ $\hat{X} = f(\hat{Y}_{trade}, (\hat{P}_x/\hat{P}_m))$	Profit-led	Profit-led
Stockhammer, Hein e Grafl (2010)	Alemanha	1970-2005	MQO (com ajustes AR (1)) e ECM	$\hat{C} = f(\hat{W}, \hat{R})$	$\hat{I} = f(\hat{Y}, \hat{R}, \Delta i)$	$\hat{M} = f(\hat{Y}, (\hat{P}_x/\hat{P}_m))$ $\hat{P}_x = f(\hat{ULC}, \hat{P}_m)$ $\hat{P} = f(\hat{ULC}, \hat{P}_m)$	Wage-led	Wage-led

Fonte: Elaboração própria.

Nota: C=consumo real, e=tx. de emprego,  $\pi$ =part. lucros, i=tx. de juros real, I=invest. real bruto,  $I^n$ =invest. real líquido, K=estoque de capital, M=import. reais, NX=export. líquidas reais, P= preços domésticos,  $P_m$ = preços das import.,  $P_x$ = preços das export.,  $P_{xc}$ =preço de competidores no mercado de export., r=tx. de lucro, R=lucros reais,  $RULC_{relativ}$ =custo unitário real do trabalho relativo ao dos parceiros comerciais, S=poup. real bruta,  $S^n$ =poup. real líquida, u=utiliz. da capacidade, ULC=custo unitário nominal do trabalho, W=salários reais, X=export. reais, Y=produto real,  $Y^*$ =produto potencial,  $\omega$ =part. salários,  $\epsilon$ =tx. de câmbio nominal. O subscrito n significa que a variável é uma medida nominal, enquanto que “trade” e “world” indicam que a variável é referente aos principais parceiros comerciais e à economia mundial, respectivamente. “Chapéus” indicam taxas de crescimento.

produto, assumindo que as importações fossem uma fração constante da renda. Os resultados indicaram um regime “liderado pelos salários”, mas o impacto da distribuição se mostrou próximo de zero.

Naastepad e Storm (2007) analisaram oito economias da OCDE com dados para o período 1960-2000. Enquanto no Japão e Estados Unidos a demanda agregada se mostrou “liderada pelos lucros”, os resultados indicaram um regime “liderado pelos salários” na Alemanha, Espanha, França, Holanda, Itália e Reino Unido. Na verdade, na Alemanha e Itália a resposta da demanda agregada foi próxima de zero.

Ederer e Stockhammer (2007) realizaram um estudo para a França considerando o período 1960-2004. Nesse trabalho, a regressão MQO para o consumo foi estimada na forma de um modelo de correção de erros (ECM) diante da constatação de uma relação de cointegração. As regressões para investimento, exportações e importações foram estimadas com as variáveis em primeira diferença. Esse trabalho inovou ao considerar o impacto da distribuição no setor externo de duas maneiras distintas (direta e indireta).<sup>17</sup> A absorção doméstica se mostrou “liderada pelos salários”, mas esse resultado não se manteve para a demanda como um todo. Dito de outra forma, em economia aberta o regime pareceu ser “liderado pelos lucros”. Esse resultado se mostrou mais pronunciado ao utilizarem a participação do setor externo no produto observada no final do período amostral (ao invés da média no período).

Stockhammer, Hein e Grafl (2009) investigaram o caso da Alemanha com dados para o período 1970-2005, realizando estimações também para subamostras com o objetivo de testar hipóteses relativas aos efeitos da globalização. As regressões MQO foram realizadas nas variáveis em diferença e o impacto da distribuição sobre as variáveis do setor externo foi estimado pelo procedimento indireto com

---

<sup>17</sup> Em primeiro lugar e seguindo os trabalhos até então realizados, o efeito de uma mudança na parcela dos salários na renda sobre as exportações e importações foi estimado de maneira direta utilizando a variável de distribuição nas duas regressões. Em segundo lugar, foi estimado de maneira indireta. A regressão para exportações foi estimada utilizando o preço relativo ao das importações. Na regressão para as importações, utilizou-se o preço relativo dos bens domésticos, também com relação ao das importações. O impacto da participação dos salários sobre os preços das exportações e dos bens domésticos foi estimado por meio de regressões auxiliares.

base em equações auxiliares. Os resultados indicaram que o regime de demanda na Alemanha foi “estagnacionista”. Sua intensidade pareceu diminuir no tempo, mas não o suficiente para caracterizar uma mudança de regime.

Stockhammer e Ederer (2008) analisaram o caso da Áustria entre 1960-2005. As regressões MQO para exportações e importações foram estimadas nas variáveis em primeira diferença, em que o impacto da distribuição sobre o setor externo foi estimado de maneira indireta. As regressões MQO para consumo e investimento foram estimadas na forma de ECM's. Enquanto a absorção doméstica se mostrou “liderada pelos salários”, a demanda como um todo pareceu mudar para um regime “liderado pelos lucros” no final da amostra devido ao maior grau de abertura.

Em Hein e Vogel (2008), a aplicação foi realizada para seis países da OCDE – quais sejam, Alemanha, Áustria, Estados Unidos, França, Holanda e Reino Unido – com dados para o período 1960-2005. Novamente, as regressões MQO foram estimadas na forma de ECM's ou especificações com as variáveis em diferença. A demanda doméstica pareceu “liderada pelos salários” em todas essas economias, exceto na Holanda. Apenas a Áustria apresentou um regime “liderado pelos lucros” quando o impacto da distribuição sobre o setor externo foi levado em conta.<sup>18</sup> Em outro estudo, Hein e Vogel (2009) consideraram os casos da França e Alemanha no período 1960-2005. A absorção doméstica se mostrou “liderada pelos salários” em ambos os casos, sendo que o impacto da distribuição sobre as variáveis do setor externo não pareceu significativo. A demanda agregada se mostrou mais claramente “liderada pelos salários” no caso da Alemanha.<sup>19</sup>

---

<sup>18</sup> Os regimes de produtividade foram estimados para essa amostra de países em Hein e Tarassow (2008) para o período 1960-2007, em que foram utilizadas regressões MQO independentes na forma de ECM's ou especificações com as variáveis em primeira diferença.

<sup>19</sup> Foram realizados também exercícios de simulação com o objetivo de superar a limitação desse método de estimação, referente à desconsideração das interações entre os componentes da demanda. Nas simulações, os resultados qualitativos não foram alterados. Porém, o regime “liderado pelos salários” se apresentou de maneira mais pronunciada na França em relação aos resultados indicados pelas regressões independentes.

TABELA 2 – Literatura empírica por modelos VAR

Autores	Países	Período	Periodicidade dos dados	Variáveis	Especificação	Restrições	Efeito total	
							Utilização da capacidade	Investimento/Acumulação
Gordon (1995b)	EU	1955:4-89:2	Trimestral	$S^p, I, u, r, Cc, i$	Tendência determinística, 1 a 8 defasagens.	Decomposição de Cholesky	Não estimou.	Profit-led
Stockhammer e Onaran (2004)	EU, França e RU	1966:1-97:2 (EU), 1972:1-97:1 (França), 1970:1-97:2 (RU)	Semestral	$I/K, u, \pi, \lambda, v$	Tendência determinística, 4 defasagens.	Relações contemporâneas: a) $I/K \rightarrow u, v, \lambda$ ; b) $u \rightarrow \pi, v, \lambda$ ; c) $\lambda \rightarrow v, \pi$	Nulo no RU; profit-led nos EU e wage-led na França. (Resultados não-significantes)	Nulo no RU; profit-led nos EU e França. (Resultados não-significantes)
Onaran e Stockhammer (2005)	Coréia do Sul e Turquia	1965-97 (Turquia), 1970-2000 (Coréia do Sul)	Anual	$I/Y, \pi, X/Y, M/Y, u, E$	Tendência determinística, 2 defasagens.	Relações contemporâneas: a) $I/Y \rightarrow u$ ; b) $\pi \rightarrow X/Y, M/Y, u$ ; c) $X/Y \rightarrow u$ ; d) $u \rightarrow m/Y, E$	Wage-led no primeiro período nos dois países. Torna-se profit-led no segundo período na Turquia. Torna-se nulo no terceiro período na Coréia do Sul.	Wage-led em ambos os casos. Torna-se nulo após três períodos na Turquia, mas persiste na Coréia do Sul.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Cc=custo do capital, E=emprego,  $S^p$ =poup. pessoal, v=desemprego,  $\lambda$ =produtividade do trabalho;  $\pi, i, K, I, u$  e  $r$  foram definidos na TAB. 1.

Stockhammer, Onaran e Ederer (2009) analisaram a área do Euro<sup>20</sup> como um todo entre 1962-2005. A regressão MQO para o investimento foi estimada na forma de um ECM e foi imposta a restrição de que a participação do investimento no produto é estável no longo prazo, *i.e.* coeficiente de longo prazo do produto na regressão igual a um. O impacto da distribuição nas exportações líquidas foi estimado pelos métodos direto e indireto, sendo que os resultados qualitativos foram robustos às diferentes especificações e não mudaram quando o efeito marginal sobre o setor externo foi calculado com base nos valores médios ou do final do período amostral. O regime de demanda na área do Euro se mostrou “liderado pelos salários”.

Todos os trabalhos citados acima foram realizados com base em regressões independentes (de defasagens distribuídas restritas), tratando-se, portanto, de uma abordagem uniequacional. Essa aproximação apresenta a vantagem de preservar graus de liberdade no processo de estimação, o que parece ser importante devido ao limitado número de observações (em geral, cerca de 50). Contudo, a noção de um sistema de equações integrado é perdida porque a correlação cruzada que existe entre os resíduos das regressões estimadas para os componentes da demanda não é levada em conta no processo de estimação. Uma maneira de se superar essa fraqueza é a utilização de modelos multiequacionais.

Os modelos vetoriais autorregressivos (VAR) apresentam a vantagem de não exigirem “restrições incríveis”, no sentido de Sims (1980), para identificação. Por outro lado, consomem graus de liberdade rapidamente com a introdução de novas variáveis e defasagens no sistema. Além disso, requerem a imposição de estruturas específicas para as relações contemporâneas para tornar possível a identificação da dinâmica de curto prazo. O capítulo seguinte faz uma discussão metodológica mais detalhada, em que são apresentadas as vantagens e desvantagens de cada abordagem econométrica.

---

<sup>20</sup> Na abrangência “EU12”. Este grupo compreende os integrantes originais da área do Euro, quais sejam, Alemanha, Áustria, Bélgica, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Itália, Luxemburgo e Portugal.

Cumprido, por ora, destacar que identificamos apenas três trabalhos que partiram de modelos VAR para analisar a relação entre distribuição e demanda agregada. Na verdade, afóra esses trabalhos – organizados na TAB. 2 e analisados de forma mais detalhada nos parágrafos seguintes –, Barbosa-Filho e Taylor (2006) e Gouvêa e Libânio (2007) valeram-se de modelos VAR para analisar ciclos de distribuição e demanda efetiva com base em Goodwin (1967). Essa relativa escassez de aplicações se deve, possivelmente, ao fato de análises VAR serem mais apropriadas para analisar relações de dinâmica, enquanto a visão mais difundida é a de que o modelo de Bhaduri e Marglin (1990) retrata as tendências gerais na relação entre distribuição funcional, utilização da capacidade e acumulação (ao contrário do modelo de Goodwin, que retrata o ciclo).

Gordon (1995b) analisou o caso dos Estados Unidos com base em dados trimestrais para o período 1955:4-89:2, sendo que no VAR foram introduzidas variáveis em conformidade com as visões neoclássica e estruturalista. As exportações líquidas foram consideradas como sendo exógenas no modelo porque, segundo o autor, pareceram exercer pouca influência no ajuste entre poupança e investimento. Para identificar a dinâmica de curto prazo através de funções de resposta a impulso, foi utilizada a decomposição de Cholesky. O regime “liderado pelos lucros” pareceu ter prevalecido no período.

Stockhammer e Onaran (2004) usaram dados semestrais para Reino Unido, Estados Unidos e França entre 1970:1-97:2, 1966:1-97:2 e 1972:1-97:1, respectivamente. Para a identificação das funções de resposta a impulso no VAR, as restrições nas relações contemporâneas foram impostas com referência a um modelo estrutural, uma versão modificada de Bhaduri e Marglin (1990), em que a produtividade foi considerada endógena e a taxa de desemprego foi introduzida para se captar os efeitos sobre o mercado de trabalho. Mais uma vez, as exportações líquidas foram consideradas exógenas. De uma maneira geral, os resultados indicaram que a distribuição exerceu papel limitado na determinação dos resultados no mercado de bens, sendo que um choque na distribuição não produziu impacto significativo.

Onaran e Stockhammer (2005) aplicaram a metodologia VAR com dados anuais para Coréia do Sul e Turquia entre 1970-2000 e 1965-97, respectivamente.

**TABELA 3 – Resultados qualitativos na literatura aplicada**

Autores	Alemanha	Área do Euro	Áustria	Coréia do Sul	Espanha	Estados Unidos	França	Holanda	Itália	Japão	Reino Unido	Turquia
Bowles e Boyer (1995)	Profit-led					Wage-led	Profit-led			Profit-led	Wage-led	
Gordon (1995a)						Profit-led						
Gordon (1995b)						Profit-led						
Stockhammer e Onaran (2004)						Profit-led (não-signif.)	Profit-led (não-signif.)				Nulo	
Onaran e Stockhammer (2005)				Wage-led								Wage-led
Naastepad (2006)								Wage-led				
Naastepad e Storm (2007)	Wage-led				Wage-led	Profit-led	Wage-led	Wage-led	Wage-led	Profit-led	Wage-led	
Ederer e Stockhammer (2007)							Profit-led					
Stockhammer e Ederer (2008)			Profit-led									
Hein e Vogel (2008)	Wage-led		Profit-led			Wage-led	Wage-led	Profit-led			Wage-led	
Hein e Vogel (2009)	Wage-led						Wage-led					
Stockhammer, Onaran e Ederer (2009)		Wage-led										
Stockhammer, Hein e Grafl (2010)	Wage-led											

Fonte: Elaboração própria.

Novamente, as restrições nas relações contemporâneas obedeceram a um modelo estrutural, em que a taxa de desemprego foi introduzida como variável representativa do mercado de trabalho. Agora, no entanto, a produtividade foi considerada exógena. O setor externo foi explicitamente modelado porque pareceu ser importante para determinar a dinâmica do modelo, dado que essas economias experimentaram estratégias distintas de crescimento orientado pelas exportações. Com relação ao impacto da distribuição sobre a utilização da capacidade, observou-se que um acréscimo na participação dos salários inicialmente tem efeito positivo em ambos os casos, mas esse resultado não se mantém ao longo do tempo. Com relação à acumulação e ao emprego, notou-se que o regime foi aparentemente “liderados pelos salários” tanto na Coreia do Sul quanto na Turquia, mas com respostas pouco expressivas.<sup>21</sup>

Uma primeira conclusão deste capítulo é a de que mudanças marginais na distribuição da renda primária entre lucros e salários não parecem exercer grande influência sobre a demanda como um todo no longo prazo. Uma segunda conclusão, não menos importante, é a de que os resultados dos trabalhos econométricos aparentemente não são robustos para certas economias. Isso pode ser constatado pela análise da TAB. 3, que mostra os resultados qualitativos dos principais estudos levantados na revisão da literatura empírica.

---

<sup>21</sup> Onaran e Stockhammer (2006) reportaram resultados das pesquisas envolvendo países desenvolvidos (EU, França e RU) e em desenvolvimento (Turquia e Coreia). Os resultados para a Turquia foram também examinados em Onaran e Stockhammer (2007).

## 4 METODOLOGIA E DADOS

Este capítulo mostra a metodologia e os dados utilizados nos exercícios empíricos dessa dissertação. Seguindo o padrão da literatura, utilizamos modelos uniequacionais com dados anuais para o Brasil referentes ao período 1953-2003 para tentar captar as tendências gerais na relação entre distribuição e demanda agregada. Os casos dos Estados Unidos e Japão foram também analisados, mas partindo de modelos VAR com dados trimestrais desde 1970 e 1980, respectivamente, até o terceiro trimestre de 2009. Mais de um esquema de identificação para as funções de resposta a impulso foi utilizado para se avaliar a sensibilidade dos resultados.

O capítulo foi dividido em quatro partes. A seção 4.1 apresenta a metodologia baseada em modelos uniequacionais, notadamente as regressões de defasagens distribuídas e cointegradas. A seção 4.2 mostra como a análise VAR pode ser aplicada para o caso em análise, enfatizando os esquemas de identificação das funções de resposta a impulso. A seção 4.3 descreve os dados e reporta os resultados dos testes para a presença de raiz unitária. A seção 4.4 contém algumas notas finais.

### 4.1 Método uniequacional

A abordagem uniequacional envolve a estimação de formas reduzidas para os componentes da demanda agregada de maneira independente, *i.e.* desconsiderando a correlação entre os erros dessas regressões. O impacto da distribuição sobre a demanda como um todo é definido como sendo a soma dos efeitos parciais, sendo estes computados através do multiplicador de longo prazo para a variável de distribuição nas regressões ADL ou ECM. Esses modelos são, em geral, parcimoniosos, o que representa uma vantagem no processo de estimação.

### 4.1.1 Efeito parcial e total

O impacto total da participação dos salários na renda  $\omega=1-\pi$  sobre a demanda agregada é computado a partir da soma dos efeitos parciais nas formas reduzidas estimadas para os componentes da demanda agregada (privada, assumindo que a demanda do setor público é exógena).

Partimos, na prática, de uma reformulação bastante simples do modelo de distribuição e demanda agregada visto no capítulo 2.<sup>22</sup>

$$Y = C(Y, \omega, z_c) + I(Y, \omega, z_i) + NX(Y, \omega, z_{NX}) \quad (1)$$

onde Y representa o produto, C o consumo, I o investimento, NX as exportações líquidas e z é um conjunto de controles em cada relação.

O efeito total da participação dos salários é dado por:<sup>23</sup>

$$\frac{\partial Y}{\partial \omega} = \frac{\partial C}{\partial \omega} + \frac{\partial I}{\partial \omega} + \frac{\partial NX}{\partial \omega} \quad (2)$$

Em conformidade com o modelo de Bhaduri e Marglin (1990), têm-se os seguintes sinais esperados para as derivadas parciais:

$$\frac{\partial C}{\partial \omega} > 0, \quad \frac{\partial I}{\partial \omega} < 0, \quad \frac{\partial NX}{\partial \omega} < 0 \Rightarrow \frac{\partial Y}{\partial \omega} = ? \quad (3)$$

O efeito de um acréscimo marginal na participação dos salários sobre o consumo deve ser positivo segundo o modelo teórico. A resposta do investimento, por outro lado, deve ser negativa, o mesmo sendo válido para as exportações líquidas. Com isso, não existe incerteza apenas no que diz respeito à magnitude (em valor absoluto) do impacto da distribuição sobre a demanda agregada, mas também com relação ao seu sinal.

<sup>22</sup> Ver, por exemplo, Stockhammer e Ederer (2008).

<sup>23</sup> Ver também Hein (2008).

O regime “liderado pelos salários” exige que o efeito parcial negativo de um acréscimo marginal da participação dos salários sobre o investimento e as exportações líquidas seja superado pelo crescimento do consumo. O regime “liderado pelos lucros” requer, por outro lado, que a influência negativa sobre o investimento e as exportações líquidas não seja compensada pelo crescimento do consumo.

#### 4.1.2 Regressões ADL e ECM

Os efeitos parciais foram estimados por meio de regressões MQO para os componentes da demanda agregada, considerando especificações ADL e ECM. Ambos os modelos são apropriados para captar relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Um modelo ADL(r,s) envolvendo duas variáveis  $y$  e  $x$ , em que  $x$  é exógena – e, ademais, supondo que uma amostra de tamanho  $T+\max\{r,s\}$  encontre-se disponível –, pode ser representado da seguinte maneira:<sup>24</sup>

$$\Phi(L)y_t = \mu + \Theta(L)x_t + u_t, \quad t=1, \dots, T \quad (4)$$

onde  $\mu$  é o nível da função,  $\Phi(L)=(1-\varphi_1L-\dots-\varphi_rL^r)$  e  $\Theta(L)=(\theta_0+\theta_1L+\dots+\theta_sL^s)$  são polinômios no operador de defasagens  $L$  e  $u_t \sim i.i.d.(0, \sigma_u^2)$  é um ruído branco. A condição de estabilidade no ADL requer que as raízes do polinômio  $\Phi(L)$  se encontrem fora do círculo unitário no domínio complexo.

A seguinte representação é também válida:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^r \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^s \theta_j x_{t-j} + u_t \quad (4')$$

Note-se que, em equilíbrio, as variáveis  $y$  e  $x$  contemporâneas e defasadas encontram-se em seus valores esperados de longo prazo  $y^*$  e  $x^*$ . Assim, se  $y_{t-i}=y^*$

---

<sup>24</sup> Os resultados a seguir se aplicam para o caso de  $n$  variáveis exógenas em um modelo ADL  $(k_1, k_2, \dots, k_n)$ .

e  $x_{t-j}=x^*$ ,  $i=0,1,\dots,r$  e  $j=0,1,\dots,s$ , tem-se:

$$y^* = \frac{\mu}{\Phi(1)} + \frac{\Theta(1)}{\Phi(1)} x^* \quad (5)$$

Ou, de outra forma:

$$y^* = \frac{\mu}{1 - \sum_{i=0}^r \varphi_i} + \frac{\sum_{j=0}^s \theta_j}{1 - \sum_{i=0}^r \varphi_i} x^* \quad (5')$$

O coeficiente  $\theta_0$  corresponde ao efeito de curto prazo ou propensão de impacto, enquanto que  $(\theta_0 + \theta_1 + \dots + \theta_r) / (1 - \varphi_1 - \dots - \varphi_s)$  é o multiplicador de longo prazo, pois indica o efeito completo de uma mudança marginal em  $x$  sobre  $y$ . No caso concreto, em cada regressão definimos o multiplicador de longo prazo da participação dos salários como sendo o efeito parcial da distribuição sobre cada componente da demanda.

O modelo ADL inclui como casos particulares uma série de especificações. Com o objetivo de se ressaltar a generalidade desse modelo, consideramos um ADL(1,1):

$$y_t = \mu + \varphi_1 y_{t-1} + \theta_0 x_t + \theta_1 x_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Para  $\varphi_1 = \theta_1 = 0$ , tem-se um modelo estático. Se  $\theta_0 = \theta_1 = 0$ , então trata-se de uma autorregressão de ordem 1. Se  $\varphi_1 = 1$  e  $\theta_1 = -\theta_0$ , tem-se uma equação em diferenças.<sup>25</sup> Para  $\varphi_1 = 0$ , tem-se um modelo de defasagens distribuídas de ordem 1, mas sem autorregressão. Por outro lado,  $\varphi_1 = \theta_0 = 0$  implica um modelo de indicador antecedente. No caso em que  $\theta_1 = 0$ , tem-se um modelo de ajustamento parcial. Há ainda outros casos particulares, conforme mostra Hendry (1995, cap. 7).

Mas o ADL restrito mais importante para os nossos fins é o ECM. Se  $\pi_0 = \theta_0$ ,  $\lambda = 1 -$

---

<sup>25</sup> Note-se que, nesse caso, a condição de estabilidade  $|a_1| < 1$  para um ADL(1,1) (com as variáveis em nível) seria violada, daí a representação com as variáveis em primeira diferença.

$\phi_1$  e  $\beta = -(\theta_0 + \theta_1)/(1 - \phi_1)$  em (6), tem-se:

$$\Delta y_t = \eta + \pi_0 \Delta x_t - \lambda(y_{t-1} - \alpha - \beta x_{t-1}) + u_t \quad (7)$$

em que  $\lambda > 0$  é a velocidade de ajustamento com relação aos desequilíbrios de curto prazo. Segundo o teorema de representação de Granger, a regressão na forma de um ECM é válida se, e somente, as variáveis são cointegradas (Engle e Granger, 1987).

Dito de outra forma, a representação ECM para o ADL é válida se  $y$  e  $x$  forem integradas de ordem  $d$  e cointegradas de ordem  $d-b$ , para  $d, b > 0$ . Ou seja, se  $y, x \sim I(d)$  com  $y_t - \alpha - \beta x_t \sim I(d-b)$ , então o vetor  $w = (y, x)' \sim CI(d, b)$ . A relação de cointegração representa uma situação de equilíbrio de longo prazo.

De maneira mais geral, reparametrizando (4') através de um conjunto maior de restrições, temos:

$$\Delta y_t = \eta + \sum_{i=1}^r \psi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^s \pi_j \Delta x_{t-j} - \lambda(y_{t-1} - \alpha - \beta x_{t-1}) + u_t \quad (8)$$

É crucial notar que o multiplicador de longo prazo no ECM é o peso da variável de impulso  $x$  no vetor de cointegração normalizado pela variável de resposta  $y$ , *i.e.*  $\beta$  nas equações (7) e (8). Como no caso em questão estamos interessados apenas no efeito parcial da participação dos salários em cada componente da demanda, estimamos apenas as relações de cointegração:

$$\ln C_t = \alpha_c + \beta_{1,c} \ln Y_t + \beta_{2,c} \omega_t + Z_c' \delta_c + \varepsilon_{c,t}$$

$$\ln I_t = \alpha_l + \beta_{1,l} \ln Y_t + \beta_{2,l} \omega_t + Z_l' \delta_l + \varepsilon_{l,t} \quad (9)$$

$$\ln NX_t = \alpha_{NX} + \beta_{1,NX} \ln Y_t + \beta_{2,NX} \omega_t + Z_{NX}' \delta_{NX} + \varepsilon_{NX,t}$$

onde as matrizes  $Z$  contêm variáveis de controle e os vetores  $\delta$  os respectivos pesos nos vetores de longo prazo.

Com relação aos efeitos parciais, tem-se que:

$$\frac{\partial C}{\partial \omega} = \beta_{2,c} \frac{C}{Y}, \quad \frac{\partial I}{\partial \omega} = \beta_{2,I} \frac{I}{Y}, \quad \frac{\partial NX}{\partial \omega} = \beta_{2,NX} \frac{NX}{Y} \quad (10)$$

A estimação dessas regressões estáticas deve, no entanto, ser precedida de testes de cointegração. Neste trabalho, foi considerado o teste de Engle e Granger (1987) que consiste em testar para a presença de raiz unitária nos resíduos, levando em conta a minimização da variância dos resíduos na estimação MQO no primeiro estágio. Além desse teste, aplicou-se também o procedimento de Gregory e Hansen (1996) que permite quebra endógena (no nível e/ou nas inclinações) na relação de longo prazo.<sup>26,27</sup>

Importante notar que a estimação MQO da relação de cointegração é superconsistente, no sentido de que as inclinações convergem mais rapidamente do que no caso de uma regressão com variáveis estacionárias (Stock, 1987). No entanto, na ausência de dados para covariáveis, pode ser o caso de que as séries não cointegrem. Destaca-se que a análise ADL com séries integradas (mas que não cointegram) apresenta limitações sérias. Ademais, Enders (2010, p. 425-27) destaca que apenas em casos especiais é possível realizar inferência no vetor de cointegração porque os desvios-padrão não são consistentes.

## 4.2 Método multiequacional

A estimação de um sistema de equações como um todo permite levar em conta a correlação entre os erros de cada equação do modelo teórico. Isso pode ser realizado por meio de modelos VAR que buscam captar a relação entre variáveis interdependentes durante o ciclo. O impacto da variável de distribuição sobre a

---

<sup>26</sup> Esse procedimento é muito parecido com aquele aplicado nos testes de raiz unitária com quebra endógena. Por um lado, a data mais provável para a quebra é estimada de tal forma a maximizar a chance de se rejeitar a hipótese nula de que as variáveis não cointegram. Por outro, a distribuição da estatística do teste também muda de modo a levar em conta esse algoritmo de seleção.

<sup>27</sup> O teste de cointegração com quebra não constitui evidência com relação à existência ou não de mudança de regime, posto que a hipótese alternativa contém como caso especial uma relação de cointegração invariante. Com isso, a data da quebra é identificável somente se não se rejeita a hipótese nula pelo procedimento de Engle-Granger (Gregory e Hansen, 1996, p. 177).

demanda agregada é aferido, nesse caso, através de funções de resposta a impulso. Como o interesse não reside nas estimativas individuais para os coeficientes, mas sim na dinâmica de curto prazo, a questão de variáveis omitidas torna-se menos relevante na prática. Por outro lado, esse tipo de modelo consome graus de liberdade muito rapidamente com a introdução de novas variáveis e defasagens.

#### 4.2.1 Modelo VAR

Originalmente proposto por Sims (1980), o modelo VAR permite contornar, em grande medida, o problema das “restrições incríveis” usadas para se identificar os modelos Keynesianos de larga escala das décadas de 1950 e 1960. Nesse tipo de modelo, todas as variáveis são tratadas como sendo simetricamente endógenas. Cada equação pode ser estimada por MQO, dado que todos os regressores são predeterminados. Com isso, a principal questão reside em como se recuperar a forma primitiva da forma reduzida estimada para se realizar análises estruturais.

Seja  $\mathbf{y}_t$  um vetor  $n \times 1$  de variáveis endógenas. Supondo existirem séries de tamanho  $T+p$  e definindo  $\Phi(L) = I_n - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p$  como sendo uma matriz polinomial de dimensão  $n \times (np)$  no operador de defasagem  $L$ , em que cada  $\Phi_i$  tem dimensão  $n \times n$  e engloba os coeficientes de autorregressão e das defasagens das demais  $n-1$  variáveis, um VAR de ordem  $p$  (ou VAR( $p$ )) na forma reduzida pode ser expresso por:

$$\Phi(L)\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{v}_t \quad (11)$$

onde  $\boldsymbol{\mu}$  é um vetor de interceptos e  $\mathbf{v}_t \sim (\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_v)$  é um vetor ruído branco com erros de previsão contemporaneamente correlacionados. A condição de estabilidade no VAR exige que as raízes da equação  $\det[\Phi(L)]$  se encontrem fora do círculo unitário.

É possível representar esse modelo da seguinte forma:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \Phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Phi_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{v}_t \quad (11')$$

Subjacente à forma reduzida do VAR nas equações (11) e (11') existe uma forma primitiva ou estrutural que leva em conta as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas.

A literatura sobre o VAR estrutural (ou SVAR) é direcionada à identificação dos parâmetros do modelo na forma primitiva através da forma reduzida factível de ser estimada (Amisano e Giannini, 1997; Lütkepohl, 2005, cap. 9).

O modelo VAR estrutural, em sua forma mais geral, pode ser representado da seguinte maneira:

$$\mathbf{A}\Phi(L)\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\eta} + \mathbf{A}\mathbf{v}_t, \quad (12)$$

$$\mathbf{A}\mathbf{v}_t = \mathbf{B}\mathbf{u}_t$$

onde as matrizes  $\mathbf{A}$  e  $\mathbf{B}$  relacionam os erros de previsão  $\mathbf{v}_t \sim (\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_v)$  (com correlação cruzada) às inovações (ortogonais)  $\mathbf{u}_t \sim (\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_u)$ . Assim,  $\mathbf{A}\mathbf{v}_t = \mathbf{B}\mathbf{u}_t$  implica  $\mathbf{A}\mathbf{v}_t\mathbf{v}_t'\mathbf{A}' = \mathbf{B}\mathbf{u}_t\mathbf{u}_t'\mathbf{B}'$  e, por conseguinte,  $\mathbf{A}E(\mathbf{v}_t\mathbf{v}_t')\mathbf{A}' = \mathbf{B}E(\mathbf{u}_t\mathbf{u}_t')\mathbf{B}'$  ou  $\mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_v\mathbf{A}' = \mathbf{B}\boldsymbol{\Sigma}_u\mathbf{B}'$ , em que  $\boldsymbol{\Sigma}_u$  é uma matriz de variâncias diagonal.

#### 4.2.2 Identificação no VAR

A ênfase atribuída à identificação do VAR decorre do fato desse modelo ser subdeterminado. Existem  $n(n+1)/2$  elementos distintos na matriz  $\boldsymbol{\Sigma}_v$ , através dos quais é preciso identificar  $2n^2$  coeficientes nas matrizes  $\mathbf{A}$ ,  $\mathbf{B}$  e  $\boldsymbol{\Sigma}_u$ . A identificação exata exige a imposição de  $2n^2 - n(n+1)/2$  restrições no caso mais geral. Com isso, torna-se possível a estimação das matrizes  $\mathbf{A}$  e  $\mathbf{B}$  via máxima verossimilhança (MV).

Na prática, em geral é considerada uma forma restrita da forma estrutural em (12), em que  $\mathbf{A} = \mathbf{I}_n$  (e.g., Shapiro e Watson, 1988; Blanchard e Quah, 1989) ou  $\mathbf{B} = \mathbf{I}_n$  (e.g., Blanchard e Watson, 1984; Sims, 1986). De toda forma, em ambos esses casos é preciso identificar  $n^2$  parâmetros. Em qualquer um dos casos restritos é preciso ainda impor  $n(n-1)/2$  restrições, dado que o modelo permanece subdeterminado.

Para distinguir entre os regimes para a demanda agregada, o VAR foi estimado com quatro variáveis endógenas, sendo o vetor  $\mathbf{y}_t$  formado por  $\omega$ ,  $I/Y$ ,  $C/Y$  e  $NX/Y$ . Optamos por trabalhar com as variáveis normalizadas, ao invés de seus respectivos níveis, para evitar problemas de escala e facilitar a interpretação dos resultados. Mas, essa opção acarreta custos. Notadamente, a dinâmica do sistema mostra apenas como evoluem as parcelas da demanda privada na produção diante de choques exógenos.

Pondo  $\mathbf{A}=\mathbf{I}_n$ , precisamos impor seis restrições em  $\mathbf{v}_t=\mathbf{B}\mathbf{u}_t$  para tornar o modelo identificável. Como forma de testar a robustez dos resultados, foram considerados dois conjuntos de restrições em  $\mathbf{B}$ . Primeiro, fatoramos a matriz de covariância pela decomposição de Cholesky. Segundo, adotamos uma decomposição estrutural.

A decomposição de Cholesky, partindo da ordenação apresentada acima, implica a seguinte estrutura recursiva no sistema:<sup>28</sup>

$$\begin{bmatrix} v_{\omega} \\ v_I \\ v_C \\ v_{NX} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{\omega} \\ u_I \\ u_C \\ u_{NX} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Esse conjunto de restrições significa que a única variável que afeta todas as demais contemporaneamente é a participação dos salários que, por sua vez, é a mais exógena no sistema. As exportações líquidas correspondem à variável mais endógena, dado que pode ser afetada por todas as demais contemporaneamente. Essa variável, contudo, influencia as demais apenas de forma defasada. O consumo, por exemplo, responde contemporaneamente apenas a mudanças no investimento e na participação dos salários. O investimento, por seu turno, é influenciado pelo consumo com defasagem de um período.

---

<sup>28</sup> Essa estrutura é também conhecida como *Wold causal chain*. É importante observar o seguinte. Para uma dada matriz  $\Sigma_v$  a unicidade do fator de Cholesky é garantida. Porém, se os elementos do vetor  $\mathbf{y}_t$  forem permutados então as linhas e colunas de  $\Sigma_v$  devem também ser reorganizadas em conformidade e o fator de Cholesky não seria mais o mesmo. Nesse sentido, o fator de Cholesky para a matriz de covariância da forma reduzida do VAR é único apenas para determinada ordenação das variáveis no vetor  $\mathbf{y}_t$ .

A decomposição estrutural utilizada foi a seguinte:

$$\begin{bmatrix} v_{\omega} \\ v_I \\ v_C \\ v_{NX} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & 0 \\ 0 & b_{32} & b_{33} & 0 \\ 0 & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{\omega} \\ u_I \\ u_C \\ u_{NX} \end{bmatrix} \quad (14)$$

Com isso, desfaz-se a estrutura recursiva. A participação dos salários é influenciada pelo investimento que, por sua vez, é influenciado também pelo consumo. Esta variável é influenciada contemporaneamente apenas pelo investimento. A participação dos salários afeta o consumo e as exportações líquidas com defasagem de um período.

Com relação à utilização de variáveis integradas no modelo, Sims (1980) recomenda contra a diferenciação das séries, dado que o objetivo no VAR, em geral, não é o de analisar cada coeficiente de forma individual, mas captar as inter-relações entre as variáveis. Sims, Stock e Watson (1990) mostram que o VAR permanece consistente mesmo que as variáveis não sejam estacionárias. A realização de testes de hipótese fica prejudicada dado que a distribuição assintótica das estatísticas t e F associadas às variáveis integradas é não-normal. Com isso, tem-se também certa imprecisão no computo dos intervalos de confiança das funções de resposta a impulso. Seguindo a recomendação de Lütkepohl (2005), optou-se por não diferenciar as variáveis.<sup>29</sup>

#### 4.2.3 Análise de resposta a impulso e decomposição da variância

As principais ferramentas para análise estrutural no VAR são as funções de resposta a impulso (FRI) e a decomposição da variância do erro de previsão (DVEP). Por meio das FRI é possível analisar como o sistema reage no tempo a choques em qualquer uma das variáveis. No caso concreto, obtém-se assim uma trajetória para o impacto de um choque na participação dos salários sobre os

---

<sup>29</sup> Note-se que na própria literatura aplicada sobre distribuição e demanda agregada, em geral trabalha-se com as variáveis em nível. Ver Stockhammer e Onaran (2004) e Onaran e Stockhammer (2005).

componentes da demanda agregada. A DVEP indica como cada variável no modelo é afetada em diversos horizontes temporais pelas suas próprias inovações e pelos choques ortogonais nas demais variáveis, permitindo assim uma melhor caracterização da dinâmica.

Para simplificar a exposição, vamos supor um VAR(1).<sup>30</sup> Esse modelo admite uma representação na forma de um vetor de médias móveis (VMA):

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\kappa} + \boldsymbol{\Omega}(L)\mathbf{v}_t \quad (15)$$

onde  $\boldsymbol{\Omega}(L)=\boldsymbol{\Phi}(L)^{-1}$ . A análise com base nas FRI não faz sentido, no entanto, se os choques são aplicados nos resíduos em  $\mathbf{v}_t$ , uma vez que existe correlação cruzada entre esses erros de previsão e seria virtualmente impossível distinguir o impacto que cada variável exerce sobre ela própria e as demais.

Dito de outra forma, os impulsos devem ser ortogonais, daí a importância da identificação da matriz  $\mathbf{B}$ . Definindo  $\mathbf{C}(L)=\boldsymbol{\Omega}(L)\mathbf{B}$ , torna-se claro que o interesse reside na seguinte expressão:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\kappa} + \mathbf{C}(L)\mathbf{u}_t = \boldsymbol{\kappa} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{C}_i \mathbf{u}_{t-i} \quad (15')$$

em que  $\mathbf{C}_i = \boldsymbol{\Phi}_1^i \mathbf{B}$  e, em particular,  $\mathbf{C}_0 = \mathbf{B}$ .

Seja  $c_{jk}(i)$  o elemento na linha  $j$  e coluna  $k$  da matriz  $\mathbf{C}_i$ . Esses termos definem as FRI, mostrando a trajetória dinâmica do  $j$ -ésimo componente do vetor  $\mathbf{y}_t$  diante de um choque exógeno na  $k$ -ésima variável. Usando  $i=0$ , chega-se aos multiplicadores de impacto. Os multiplicadores de longo prazo (ou resposta acumulada) podem ser obtidos pela soma dos  $c_{jk}(i)$ , para todo  $i$ .

Os resultados das FRI podem ainda, apesar da ortogonalização das inovações, serem de interpretação complexa por causa das estruturas de correlação contemporânea e defasada, o que gera relações indiretas entre as variáveis.

---

<sup>30</sup> Esse expediente é válido porque um VAR( $p$ ) admite uma representação na forma de um VAR(1) se redefinirmos todos os vetores e matrizes envolvidos. Ver, por exemplo, Lütkepohl (2005, cap. 2).

Nesse sentido, a DVEP consiste em uma ferramenta complementar às FRI porque permite decompor a trajetória das respostas em componentes explicados pelas inovações em cada variável.

O erro de previsão no período  $t$  para  $h$  períodos adiante pode ser representado da seguinte maneira:

$$\mathbf{y}_{t+h} - E_t(\mathbf{y}_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \mathbf{C}_i \mathbf{u}_{t+h-i} \quad (16)$$

Se  $y_{j,t}$  e  $u_{j,t}$  representam, respectivamente, o  $j$ -ésimo componente dos vetores  $\mathbf{y}_t$  e  $\mathbf{u}_t$ , o erro de previsão para  $y_{j,t+h}$  fica então definido:

$$y_{j,t+h} - E_t(y_{j,t+h}) = \sum_{k=1}^n [c_{jk}(0)u_{k,t+h} + c_{jk}(1)u_{k,t+h-1} + \dots + c_{jk}(h-1)u_{k,t+1}] \quad (17)$$

Ou seja, o erro de previsão para o  $j$ -ésimo elemento consiste das inovações  $u_{1,t}, \dots, u_{n,t}$ , sendo que qualquer  $c_{jk}(i)$  é potencialmente igual a zero, caso em que  $y_{j,t+h} - E_t(y_{j,t+h})$  não depende de  $u_{k,t+h-i}$ .

Com isso – lembrando que as covariâncias são nulas –, chega-se à expressão para a variância do erro de previsão:

$$E[y_{j,t+h} - E_t(y_{j,t+h})]^2 = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2 [(c_{jk}^*(0))^2 + \dots + (c_{jk}^*(h-1))^2] \quad (18)$$

donde fica claro também que a variância do erro aumenta com o horizonte de previsão. Essa relação é central para a DVEP, dado que permite aferir a importância de cada inovação para explicar a variância do erro em cada variável.

### 4.3 Análise preliminar dos dados

A análise empírica dessa dissertação foi realizada para os Estados Unidos, Japão e Brasil. Para os dois primeiros, usamos séries em periodicidade trimestral entre 1970:1-2009:3 (159 observações) e 1980:1-2009:3 (119 observações). Devido à disponibilidade de dados trimestrais com amplitude bastante razoável, foram estimados modelos VAR para estas economias. Para o Brasil, a alternativa de se

utilizar dados trimestrais<sup>31</sup> foi avaliada, mas optou-se por dados anuais devido à baixa qualidade dos dados trimestrais no período de inflação elevada. Foram então utilizados dados anuais para o período 1953-2003 (51 observações) e a análise foi focada em modelos uniequacionais, mais parcimoniosos. Destaca-se que, dessa forma, seguimos a literatura internacional.

A opção por analisar os casos dos Estados Unidos e Japão, além do Brasil, é justificada pelo fato de serem duas das maiores e mais desenvolvidas economias do mundo, mas apresentarem características marcadamente distintas, notadamente no que diz respeito à composição do produto pela ótica da demanda e ao comportamento dos componentes da demanda privada ao longo do tempo. Enquanto o Japão possui uma economia mais dependente do comércio exterior com saldos comerciais quase sempre positivos, nos Estados Unidos a absorção doméstica – e, em particular, o consumo – assume um papel mais crucial, sendo os saldos comerciais quase sempre negativos. Como foi abordado no capítulo 2, essas características têm implicações no impacto da distribuição sobre a demanda agregada.

#### **4.3.1 Fontes dos dados e descrição das variáveis**

Os quadros 1, 2 e 3 mostram as principais informações com relação às variáveis utilizadas nas regressões para o Brasil, Estados Unidos e Japão, respectivamente. No que segue, foram mencionados os pontos mais relevantes com relação aos dados.

Como no caso do Brasil optou-se por realizar as estimações por regressões independentes, foi preciso trabalhar com um número maior de variáveis. Mas, não foi possível obter todos os controles desejáveis devido à escassez de dados para

---

<sup>31</sup> Para o período 1991:1-2009:3, em que se teria 75 observações.

**QUADRO 1 – Fonte dos dados e descrição das variáveis para o Brasil**

Variável	Sigla	Período	Definição	Unidade de medida	Detalhes	Fonte	Fonte prim.
Produção/ Renda	$\ln Y^{BR}$	1953- 2003	PIB a preços de mercado	R\$ milhões de 2000, em logaritmo natural	-	IPEADATA	IBGE
Investimento	$\ln I^{BR}$	1953- 2003	FBCF privada não-residencial	R\$ milhões de 2000, em logaritmo natural	Varição absoluta no estoque de máquinas, equipamentos e construção não-residencial das empresas e famílias	IPEADATA	Morandi e Reis (2004)
Consumo	$\ln C^{BR}$	1953- 2003	Consumo das famílias	R\$ milhões de 2000, em logaritmo natural	Séries em reais correntes deflacionada pelo IPC da FIPE; inclui variação nos estoques no período 1987-89	IPEADATA	IBGE e FIPE
Exportações	$\ln X^{BR}$	1953- 2003	Exportações de bens e serviços	R\$ milhões de 2000, em logaritmo natural	Série em reais correntes deflacionada pelo IGP-DI	IPEADATA	IBGE e IBRE/FGV
Importações	$\ln M^{BR}$	1953- 2003	Importações de bens e serviços	R\$ milhões de 2000, em logaritmo natural	Série em reais correntes deflacionada pelo IGP-DI	IPEADATA	IBGE e IBRE/FGV
Renda do resto do mundo	$\ln Y^W$	1953- 2003	PIB dos Estados Unidos	Índice 2000=100, em logaritmo natural	-	BEA/NIPA	BEA
Preço relativo dos bens de investimento	$\ln PR_I^{BR}$	1953- 2003	Deflator da FBCF/ Deflator do PIB	Índice 2000=100, em logaritmo natural	O deflator da FBCF foi calculado como a razão das séries em reais correntes das CN e a preços constantes de Morandi e Reis (2004)	IPEADATA	IBGE e Morandi e Reis (2004)
Preço relativo dos bens de consumo	$\ln PR_C^{BR}$	1953- 2003	IPC da FIPE/ Deflator do PIB	Índice 2000=100, em logaritmo natural	-	IPEADATA	FIPE e IBGE
Termos de troca	$\ln TT^{BR}$	1953- 2003	Termos de troca	Índice 2000=100, em logaritmo natural	Entre 1953-73, os dados primários são do IBGE. A partir de 1974, razão entre os índices de preços das exportações e importações da FUNCEX	IPEADATA	IBGE e FUNCEX
Taxa de câmbio	$\ln \epsilon^{BR}$	1953- 2003	Taxa de câmbio nominal R\$/US\$	Índice 2000=100, em logaritmo natural	Média das taxas comerciais de compra e venda	BCB	BCB
Participação dos salários na renda	$\omega^{BR}$	1953- 2003	Participação dos salários na renda primária	Proporção da renda	Remuneração dos empregados como razão do PIB corrigido pela renda imputada e depreciação	Marquetti <i>et al.</i> (2010)	Marquetti <i>et al.</i> (2010)

Fonte: Elaboração própria.

**QUADRO 2 – Fonte dos dados e descrição das variáveis para os Estados Unidos**

Variável	Sigla	Período	Definição	Unidade de medida	Detalhes	Fonte	Fonte primária
Investimento	$I/Y^{EU}$	1970:1-2009:3	FBCF privada não-residencial	Proporção do PIB	Dados dessazonalizados na fonte	BEA/NIPA	BEA
Consumo	$C/Y^{EU}$	1970:1-2009:3	Consumo pessoal	Proporção do PIB	Dados dessazonalizados na fonte	BEA/NIPA	BEA
Exportações	$NX/Y^{EU}$	1970:1-2009:3	Exportações líquidas de bens e serviços	Proporção do PIB	Dados dessazonalizados na fonte	BEA/NIPA	BEA
Participação dos salários na renda	$\omega^{EU}$	1970:1-2009:3	Custo unitário real do trabalho	Proporção da renda	Razão entre o custo total do trabalho a preços correntes (sazonalmente ajustado) e o PIB a preços correntes (sazonalmente ajustado).	OCDE	<i>Bureau of Labor Statistics e BEA</i>

Fonte: Elaboração própria.

**QUADRO 3 – Fonte dos dados e descrição das variáveis para o Japão**

Variável	Sigla	Período	Definição	Unidade de medida	Detalhes	Fonte	Fonte prim.
Investimento	$I/Y^{JP}$	1980:1-2009:3	FBCF privada não residencial	Proporção do PIB	Dados dessazonalizados na fonte	ESRI/SNA	ESRI/SNA
Consumo	$C/Y^{JP}$	1980:1-2009:3	Consumo das famílias	Proporção do PIB	Dados dessazonalizados na fonte	ESRI/SNA	ESRI/SNA
Exportações	$NX/Y^{JP}$	1980:1-2009:3	Exportações de bens e serviços	Proporção do PIB	Dados dessazonalizados na fonte	ESRI/SNA	ESRI/SNA
Participação dos salários na renda	$\omega^{JP}$	1980:1-2009:3	Custo unitário real do trabalho	Proporção da renda	Razão entre o custo total do trabalho a preços correntes (sem ajuste sazonal) e o PIB a preços correntes (sem ajuste sazonal). Ajuste sazonal pelo procedimento X12.	OCDE	OCDE e ESRI

Fonte: Elaboração própria.

o período amostral completo.<sup>32</sup>

Para este país, os dados das Contas Nacionais (CN) foram extraídos da base IPEADATA do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A formação bruta de capital fixo (FBCF) privada não-residencial foi obtida como a diferença absoluta do estoque de capital fixo em máquinas, equipamentos e construção não-residencial das empresas e famílias estimada em Morandi e Reis (2004) e atualizada pelo IPEADATA.

Os dados para os demais componentes da demanda privada tiveram de ser deflacionados por índices de preços porque as CN eram divulgadas apenas em valores correntes antes da década de 1970. Para deflacionar a série de consumo, foi utilizado o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE). Este índice tem abrangência restrita, sendo referente apenas ao município de São Paulo. Contudo, aparentemente é a melhor medida de preços ao consumidor disponível para o período como um todo. Para deflacionar as séries de exportações e importações, o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) pareceu mais apropriado.

Os dados das CN dos Estados Unidos e do Japão foram obtidos, respectivamente, do *Bureau of Economic Analysis* (BEA) e do *Economic and Social Research Institute* (ESRI). Os dados, já dessazonalizados na fonte, encontram-se mensurados na forma de proporção do PIB. Nos modelos uniequacionais estimados para o Brasil, optou-se por realizar a transformação logarítmica.

Certamente, a medida para a participação dos salários na renda utilizada nesse trabalho é passível de críticas. No que segue, foi realizada uma descrição mais detalhada dessa *proxy*. Para os Estados e Japão, a medida considerada foi o custo unitário real do trabalho (CUTR) que representa a média do custo real do

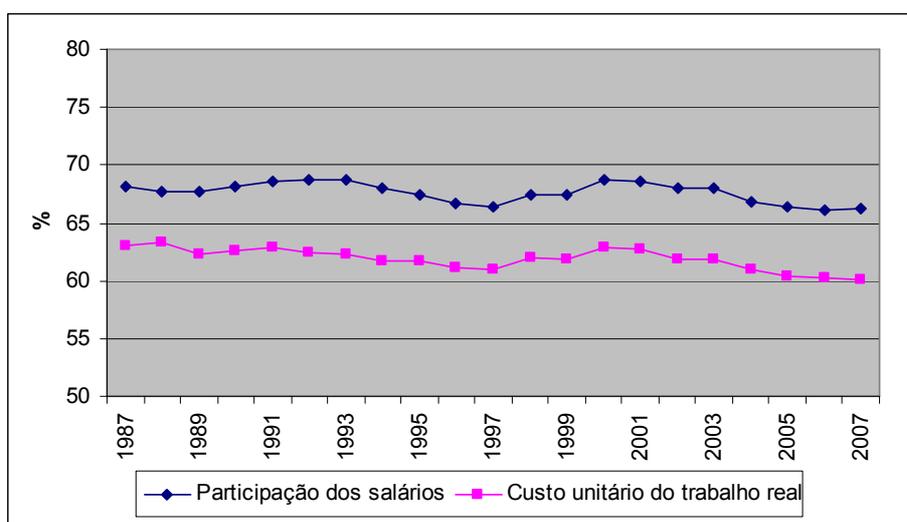
---

<sup>32</sup> Por exemplo, não foi possível obter uma medida para as taxas de juros de curto ou de longo prazo. O agregado monetário M1 foi inicialmente considerado como *proxy* para o crédito ao setor privado e ao consumo, mas foi descartado porque nem ao menos aproxima uma medida de liquidez no período de alta inflação.

trabalho por unidade de produto. Ou seja, corresponde à participação do trabalho na renda primária. O mais apropriado seria considerar a distribuição da renda secundária, ou seja, após impostos e transferências. Isso não foi realizado em função da disponibilidade dos dados em freqüência e amplitude desejáveis.

O CUTR é divulgado pela OCDE apenas em freqüência anual, sendo construído como a razão entre o custo total nominal do trabalho (ajustado pelos autônomos) pelo produto nominal, sendo igual à participação do trabalho na renda primária por construção.<sup>33</sup> Uma característica interessante para os nossos fins é que o custo total do trabalho não envolve custo com treinamento ou impostos sobre a folha de pagamento, se referindo essencialmente à renda do trabalho. Em freqüência trimestral, a OCDE divulga o custo total nominal do trabalho (sem o ajuste pelos autônomos) e o PIB nominal a preços de mercado. Essas séries foram então utilizadas para construir o CUTR.

**GRÁFICO 1 – Custo unitário real do trabalho e participação dos salários na renda nos Estados Unidos, 1987-2007**



Fonte: OCDE.

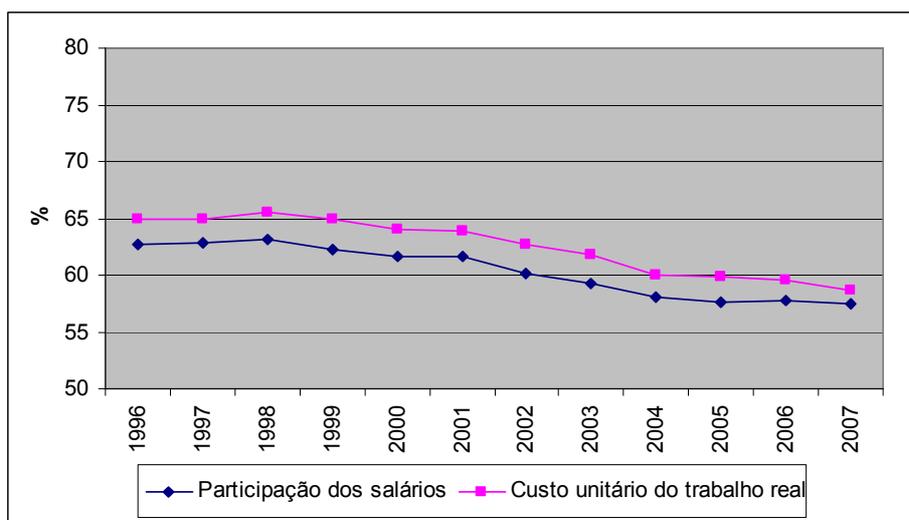
Nota: A participação dos salários encontra-se disponível apenas a partir de 1987.

Os GRAF. 1 e 2 apresentam as trajetórias do CUTR (médias anuais) e da participação dos salários na renda primária nos Estados Unidos e Japão. Em

<sup>33</sup> Esse ajuste é realizado multiplicando a “compensação dos empregados” pela razão entre o “total de horas trabalhadas por todas as pessoas empregadas” e “o total de horas trabalhadas pelos empregados nos negócios”. Nas contas nacionais, esse ajuste não é realizado.

ambos os casos, existe uma discrepância no nível das séries que corresponde ao ajuste pela renda dos autônomos. Contudo, não existe divergência nas trajetórias e toda a aleatoriedade da série referente à participação dos salários parece ser captada pela série do CUTR. Ou seja, aparentemente trata-se de uma boa medida para a participação dos salários na renda primária.<sup>34</sup>

**GRÁFICO 2 – Custo unitário real do trabalho e participação dos salários na renda no Japão, 1996-2007**



Fonte: OCDE.

Nota: A participação dos salários encontra-se disponível apenas a partir de 1996.

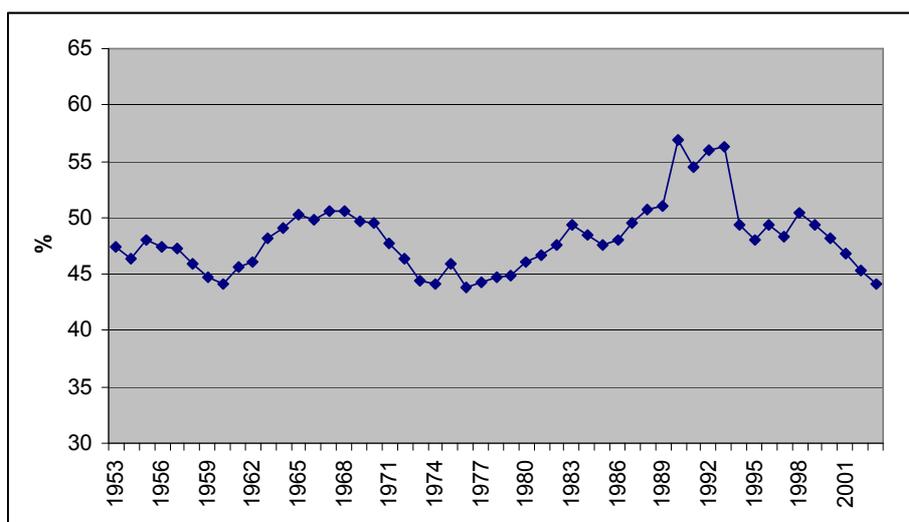
Para o Brasil, não existe uma série em frequência trimestral para o CUTR.<sup>35</sup>

<sup>34</sup> Importante ressaltar que os padrões observados nos GRAF. 1 e 2 para os Estados Unidos e Japão também se aplicam para o restante dessas séries. Ou seja, houve um declínio na participação dos salários na renda primária em ambos os casos, sendo este mais acentuado no caso do Japão. Isso torna a análise desses dois casos interessante do ponto de vista empírico, embora a queda na participação dos salários nas economias centrais com o fim da era de ouro do capitalismo a partir de princípios da década de 1970 seja um fato estilizado.

<sup>35</sup> Duas possibilidades foram consideradas para se construir uma série trimestral para o CUTR. A primeira foi utilizar os dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do IBGE. Essa pesquisa possui informação sobre rendimentos, mas é referente apenas a seis regiões metropolitanas e não existem dados sobre produção compatíveis em frequência ou amplitude temporal. Ademais, seria preciso supor que essas seis regiões são representativas da economia brasileira como um todo no tocante às variações no custo do trabalho. Afora isso, destacamos existirem quebras metodológicas na série da PME. A segunda possibilidade seria utilizar dados do IBGE referentes apenas à indústria. O BCB divulga uma série para o CUTR na indústria com ajuste pela taxa de câmbio nominal, possivelmente com o objetivo de se obter uma medida de competitividade internacional. Essa alternativa envolve a hipótese de que as mudanças no CUTR industrial refletem o que ocorre para a economia como um todo. De uma maneira geral, em ambos os casos seria preciso adotar determinado conjunto de pressupostos. Diante da disponibilidade de dados, construiu-se uma série para o CUTR da indústria "geral" sem o ajuste pela taxa de câmbio. Na

Marquetti, Maldonado-Filho e Lautert (2010) construíram uma medida para a participação dos salários em frequência anual para o período 1953-2003 utilizando informações das CN, sendo definida como a razão entre a remuneração dos empregados (ordenados, salários e contribuições sociais dos empregadores) e o PIB corrigido por depreciação e renda imputada.<sup>36</sup> O GRAF. 3 apresenta a evolução dessa série.<sup>37</sup>

**GRÁFICO 3 – Participação dos salários na renda no Brasil, 1953-2003**



Fonte: Marquetti *et al.* (2010).

comparação com os dados das CN, pareceu claro que as hipóteses adotadas na construção da série não eram satisfeitas e optou-se por utilizar os dados anuais em Marquetti *et al.* (2010).

<sup>36</sup> No Brasil, não existem medidas oficiais para o estoque de capital e depreciação. Os dados para depreciação foram estimados por Mesquita e Marquetti (2005), citado por Marquetti *et al.* (2010), para o período 1950-2003. Por esse motivo, não foi possível obter estimativas das CN nas Contas Econômicas Integradas (CEI) para depois de 2003 que fossem compatíveis com o restante da série.

<sup>37</sup> No caso do Brasil, conforme fica claro pelo GRAF. 3, não existe uma tendência clara para a série como um todo. Nota-se uma queda que se inicia em 1955/56 e se reverte em 1961/62. Em 1965/66, ocorre um declínio forte – possivelmente devido à restrição salarial durante o Plano de “Ação Econômica do Governo” e ao crescimento da produtividade do trabalho durante o período do “milagre” – que é interrompido em 1974/75. A participação dos salários cresce então até 1983. Os dados parecem indicar que os planos de estabilização promoveram significativo impacto distributivo; ora contra, ora a favor dos salários. Importante notar que o crescimento da participação dos salários durante o período de alta inflação no final dos anos 1980 e início da década de 1990 é possivelmente um “artefato estatístico”. Esse crescimento é interrompido em 1994, quando se inicia uma trajetória de queda na participação dos salários na renda primária. Note-se, ademais, que a partir da segunda metade dessa década as transferências de renda e a carga tributária cresceram a taxas significativas, mas tais movimentos não são captados por uma *proxy* de distribuição primária da renda.

Destaca-se que um procedimento econométrico foi empregado para se estimar essa variável para os anos em que não há dados das CN.<sup>38</sup> As trajetórias das demais séries utilizadas nesse trabalho encontram-se no anexo 1.

#### 4.3.2 Testes para a presença de raiz unitária

Conforme fica claro por inspeção visual (ver anexo 1), a maior parte das séries parece apresentar quebras estruturais. Em alguns casos, parecem existir múltiplas quebras. Nessas condições, os testes tradicionais – que desconsideram a possibilidade de quebras – são pouco informativos porque tendem a rejeitar a hipótese nula de raiz unitária mais vezes do que o indicado pelo nível de significância adotado quando o verdadeiro processo estocástico é estacionário em torno de uma tendência determinística com quebra. Essa deficiência é acentuada devido ao baixo poder dos testes em pequenas amostras.

Ao testar para a presença de raiz unitária nas séries, pareceu apropriado permitir mudanças nos parâmetros da função tendência. Isso foi realizado pela especificação mais geral, *i.e.* o modelo C de Perron (1989) que admite quebras no nível e na inclinação. Pelo teste de Zivot e Andrews (1992), permitiu-se uma quebra, sendo esta apenas na hipótese alternativa. Pelo teste de Lee e Strazicich, partiu-se de no máximo duas quebras (Lee e Strazicich, 2003), inclusive sob a hipótese nula. A versão deste teste com apenas uma quebra (Lee e Strazicich, 2004) foi aplicada quando pelo menos uma das quebras não pareceu significativa.<sup>39</sup> O teste *Augmented* Dickey-Fuller (Dickey e Fuller, 1979; Said e Dickey, 1984) foi também aplicado. Mais de uma versão do teste ADF foi considerada devido à ambigüidade dos termos determinísticos sob as hipóteses nula e alternativa.

---

<sup>38</sup> Cerca de 50% dos dados foram obtidos por um procedimento econométrico. A utilização desses dados em análises de caráter mais apreciativo, conforme foi realizado pelos próprios autores, parece razoável. No entanto, a utilização desses mesmos dados para se realizar estimações representa talvez a principal fraqueza da análise aplicada para o caso do Brasil.

<sup>39</sup> Importante ressaltar que existe uma diferença importante entre os testes de Zivot-Andrews e Lee-Strazicich. No primeiro caso, a rejeição da hipótese nula não exclui a possibilidade de raiz unitária com quebra. No segundo caso, não existe ambigüidade sob a hipótese alternativa e a rejeição da hipótese nula implica necessariamente estacionariedade em torno de uma tendência.

Os resultados desses testes para as séries brasileiras aparecem na TAB. 4. Aparentemente, todas as séries são integradas. O teste de Zivot e Andrews indicou que o preço relativo do investimento é estacionário, mas esse resultado não se manteve no teste de Lee e Strazicich. Afora isso, destacamos que, na série da taxa de câmbio nominal, foram aplicados os testes de raiz unitária também na primeira diferença, dado que a série em nível apresenta comportamento explosivo durante a maior parte do período amostral. Considerando 10% de significância, pelos testes ADF e Lee-Strazicich conclui-se que a primeira diferença é não-estacionária. O teste de Zivot-Andrews, por outro lado, indica estacionariedade em diferença.

**TABELA 4 – Testes de raiz unitária nas séries do Brasil**

Série	ADF- $\tau$	ADF- $\tau_{\mu}$	ADF- $\tau_{\tau}$	Zivot-Andrews	Lee-Strazicich (1 quebra)	Lee-Strazicich (2 quebras)
$\ln Y^{BR}$	-	-2,5225	-0,6728	-3,7756 [1972]	-2,1966 [1978]	-2,9775 [1964;1976]
$\ln C^{BR}$	-	-0,5241	-1,471	-4,2600 [1973]	-	-3,8082 [1969;1977]
$\ln I^{BR}$	-	-1,7567	-1,4173	-3,0635 [1968]	-	-4,3542 [1972;1990]
$\ln X^{BR}$	-	-1,0707	-1,5616	-3,5117 [1972]	-	-3,9091 [1971;1988]
$\ln M^{BR}$	-	-1,6417	-1,5401	-3,3237 [1971]	-2,4025 [1972]	-3,3855 [1972;1988]
$\ln Y^W$	-	-0,6105	-2,4159	-4,6076 [1964]	-3,807 [1964]	-4,1731 [1964;1991]
$\ln PR_C^{BR}$	-	1,3951	-2,0858	-4,1111 [1966]	-	-4,2908 [1969;1984]
$\ln PR_I^{BR}$	-	-1,7065	-2,7806	-5,2234** [1987]	-	-3,7331 [1963;1987]
$\ln TT^{BR}$	-0,3858	-2,2103	-	-	-	-
$\ln \epsilon^{BR}$	-	-0,4785	-2,259	-2,9312 [1972]	-	-2,8967 [1982;1992]
$\omega^{BR}$	-0,3793	-1,8758	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Nos testes ADF e Zivot-Andrews, as defasagens selecionadas pelo critério de informação de Schwarz partindo de um máximo de 10. No teste de Lee-Strazicich, utilizou-se o procedimento do geral para o particular com nível de significância de corte de 10%. As datas estimadas para as quebras aparecem em colchetes.

\*Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\*rejeita  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita  $H_0$  a 1%.

A TAB. 5 mostra os resultados para as séries dos Estados Unidos. Nota-se, em primeiro lugar, que existe forte evidência de que o consumo normalizado pelo PIB é estacionário. O resultado para a proporção do investimento no PIB foi ambíguo, sendo que não pareceu claro se a série exibe uma raiz unitária sem deslocamento (hipótese nula do teste ADF- $\tau$ ) ou se é estacionária em nível (hipótese alternativa

do teste ADF- $\tau_{\mu}$ ).

**TABELA 5 – Testes de raiz unitária nas séries dos Estados Unidos**

Série	ADF- $\tau$	ADF- $\tau_{\mu}$	ADF- $\tau_{\tau}$	Zivot-Andrews	Lee-Strazicich (1 quebra)	Lee-Strazicich (2 quebras)
$C/Y^{EU}$	-	-0,1639	-4,1565***	-5,6199*** [1982:1]	-4,9882** [1982:2]	-5,3493* [1982:2;2005:3]
$I/Y^{EU}$	-0,4827	-2,8279*	-	-	-	-
$NX/Y^{EU}$	-	-1,708	-2,2141	-4,5868 [1975:4]	-2,3066 [1998:4]	-2,8900 [1987:4;1998:3]
$\omega^{EU}$	-	-1,6097	-3,6229**	-5,3089** [2000:1]	-	-4,8929 [1977:4;1999:4]

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Nos testes ADF e Zivot-Andrews, as defasagens selecionadas pelo critério de informação de Schwarz partindo de um máximo de 10. No teste de Lee-Strazicich, utilizou-se o procedimento do geral para o particular com nível de significância de corte de 10%. As datas estimadas para as quebras aparecem em colchetes.

\*Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\*rejeita  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita  $H_0$  a 1%.

Avaliando pelos testes aplicados nas exportações líquidas como proporção do PIB, não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária com deslocamento e no máximo duas quebras. Com relação à medida de participação dos salários, destaca-se que os resultados não foram conclusivos. Ao se desconsiderar quebras, o teste ADF não distingue entre um processo com raiz unitária e deslocamento (hipótese nula do teste ADF- $\tau_{\mu}$ ) ou estacionário em torno de uma tendência determinística (hipótese alternativa do teste ADF- $\tau_{\tau}$ ). O teste de Zivot e Andrews rejeita a hipótese nula de raiz unitária com deslocamento sem quebras. Pelo teste de Lee e Strazicich, por outro lado, conclui-se que a série é integrada, possivelmente com quebras.

**TABELA 6 – Testes de raiz unitária nas séries do Japão**

Série	ADF- $\tau$	ADF- $\tau_{\mu}$	ADF- $\tau_{\tau}$	Zivot-Andrews	Lee-Strazicich (1 quebra)	Lee-Strazicich (2 quebras)
$C/Y^{JP}$	-	-0,2397	-1,6704	-3,5000 [1987:3]	-	-3,9400 [1992:3;2004:2]
$I/Y^{JP}$	-0,5670	-1,5321*	-	-	-	-
$NX/Y^{JP}$	-1,2061	-3,3597**	-	-	-	-
$\omega^{JP}$	-	-2,0937	-1,7898	-2,8800 [1990:4]	-	-5,1879 [1990:4;2003:2]

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Nos testes ADF e Zivot-Andrews, as defasagens selecionadas pelo critério de informação de Schwarz partindo de um máximo de 10. No teste de Lee-Strazicich, utilizou-se o procedimento do geral para o particular com nível de significância de corte de 10%. As datas estimadas para as quebras aparecem em colchetes.

\*Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\*rejeita  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita  $H_0$  a 1%.

A TAB. 6 contém os resultados dos testes aplicados nas séries do Japão. Por

nenhum dos testes realizados foi possível se rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as séries do consumo como proporção do PIB e da medida de participação dos salários.

Com relação às séries do investimento e das exportações líquidas normalizadas pelo PIB, nota-se a mesma ambigüidade que foi observada para a série da proporção do investimento no PIB dos Estados Unidos. Ou seja, o teste ADF não distingue claramente entre um processo com raiz unitária sem deslocamento (hipótese nula do teste  $ADF-\tau$ ) ou estacionário em nível (hipótese alternativa do teste  $ADF-\tau_\mu$ ), com média diferente de zero.

#### **4.4 Notas finais**

Neste capítulo mostramos a metodologia e os dados em que se basearam os resultados do capítulo seguinte. Foram considerados modelos uniequacionais na forma de regressões ADL restritas, notadamente modelos de cointegração, além de modelos multiequacionais da classe VAR.

Trabalhamos com um número maior de séries para analisar o caso do Brasil, dado que partimos de modelos uniequacionais que exigem a utilização de vários controles. Mas, na prática, nem todas as covariáveis encontram-se disponíveis. A própria qualidade de algumas das séries é questionável, conforme mencionamos acima. Além disso, é importante ressaltar que os dados para o Brasil são de periodicidade anual, de forma que as regressões buscam captar tendências gerais na relação entre distribuição e demanda agregada.

Os dados para os Estados Unidos e Japão são qualitativamente melhores e de periodicidade trimestral. Torna-se assim possível captar relações de curto prazo ao invés de apenas as tendências gerais nos dados. Partimos então de modelos VAR, utilizando mais de um esquema de identificação para checar a robustez das estimativas.

A utilização de séries integradas de ordem distinta não parece ser um problema para a análise VAR. Modelos ADL também são defensáveis mesmo que algumas variáveis não sejam estacionárias. Dito isso, importante esclarecer que os testes

de raiz unitária foram empregados, em primeiro lugar, porque a inferência em regressões com variáveis integradas pode ser realizada apenas em casos especiais, mas, principalmente, porque mais adiante foi preciso checar para a possibilidade de cointegração.

## 5 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

Este capítulo mostra os resultados das regressões estimadas com o objetivo de se avaliar para a possibilidade de aplicações com base no modelo teórico exposto no capítulo 2 e as metodologias econométricas apresentadas no capítulo 4, tendo sido organizado em cinco partes. A seção 5.1 indica, de saída, as principais fraquezas dessa análise aplicada, mostrando que é importante analisar os resultados com cautela. A seção 5.2 reporta os resultados das regressões para o Brasil, utilizando modelos ADL restritos. As seções 5.3 e 5.4 mostram então os resultados para os Estados Unidos e Japão partindo de modelos VAR, sendo que as análises foram realizadas com base em dois esquemas de identificação distintos, conforme mostramos no capítulo 4. A seção 5.5, por fim, apresenta algumas conclusões.

### 5.1 Uma visão crítica das possibilidades de aplicação

Por uma série de motivos já mencionados, sugere-se cautela ao analisar os resultados deste capítulo. Nos próximos parágrafos, antes de se partir para a parte empírica propriamente dita, alguns dos principais pontos são retomados.

Os resultados disponíveis na literatura sugerem que a distribuição exerce influência pequena ou nula sobre a demanda agregada. Além disso, existem resultados qualitativamente distintos para uma mesma economia, conforme vimos no capítulo 3. Por exemplo, Bowles e Boyer (1995) e Hein e Vogel (2008) concluem que o regime nos Estados Unidos é “liderado pelos salários”. Gordon (1995a,b) e Naastepad e Storm (2007), por outro lado, concluem que o regime é, na verdade, “liderado pelos lucros”, enquanto em Stockhammer e Onaran (2004) o impacto da variável de distribuição não foi significativo. Para o caso do Japão, em que aparentemente apenas dois trabalhos aplicados foram realizados, os resultados não são conflitantes. Bowles e Boyer (1995) e Naastepad e Storm (2007) concluem que a demanda agregada nesta economia é “liderada pelos lucros”. É importante notar, no entanto, que em ambos os casos foram utilizados

modelos uniequacionais.

Os modelos uniequacionais não levam em conta a correlação entre os resíduos das regressões para os componentes da demanda agregada. Essa fraqueza é parcialmente superada pela utilização de modelos VAR, dado que ainda é preciso supor uma estrutura para as relações contemporâneas. Modelos VAR, ademais, consomem muitos graus de liberdade, de forma que a análise para o Brasil teve de ser realizada por meio de modelos uniequacionais.

No caso do Brasil, destacam-se principalmente os problemas com os dados. Com relação à amplitude e frequência das séries, pode-se dizer que os dados são compatíveis com o padrão nessa literatura que utiliza, em geral, dados anuais para analisar as tendências gerais – ou seja, no decorrer de décadas – na relação entre distribuição e demanda agregada. Acreditamos, contudo, que o impacto da distribuição se apresente com maior clareza no curto prazo, de forma que seria desejável utilizar dados trimestrais.

Com relação à qualidade dos dados, nota-se que existem problemas com a medida de participação dos salários na renda. Primeiro, cerca de 50% dos dados foram estimados por meio de um procedimento econométrico desconhecido. Segundo, as estatísticas possivelmente encontram-se contaminadas por distorções durante o período de alta inflação. Cabe ainda uma terceira observação, sendo esta de caráter mais geral e se aplica também para os dados relativos aos Estados Unidos e Japão.

A medida de distribuição é uma *proxy* para a participação dos salários na renda primária, *i.e.* antes dos impostos e das transferências. Mas reconhecemos que, na realidade, o que importa na prática é a distribuição da renda secundária. Importante notar que essa fraqueza se estende para a literatura como um todo, não sendo uma exclusividade deste trabalho.

Por fim, é crucial esclarecer que a análise econométrica proposta não substitui a prática estruturalista tradicional. Esta, muito difundida no Brasil até a década de 1970 ou 1980, partia de uma análise mais apreciativa, porém detalhada e com referência a dados desagregados. Os dados utilizados neste trabalho cobrem um período longo de tempo, em que a economia brasileira foi submetida a mudanças

em várias dimensões, de forma que uma simples análise de regressão não busca ser conclusiva, mas apenas apresentar resultados novos, contribuindo neste sentido para a literatura.

## 5.2 Estimações ADL para o Brasil

Esta seção mostra os resultados para o Brasil com base em dados anuais para o período de 1953 a 2003. São reportados os resultados das regressões para os componentes da demanda privada. Em todos os casos, consideramos mais de uma especificação, checando para a possibilidade de cointegração e estimando modelos estáticos e com defasagens distribuídas.

Os resultados para a função consumo aparecem na TAB. 7.<sup>40</sup> Considerando o PIB e a participação dos salários como regressores, não foi possível rejeitar a hipótese nula de que as variáveis não cointegram, mesmo permitindo quebra na relação de longo.<sup>41</sup> Com isso, inicialmente foi estimado um ADL partindo de duas defasagens de cada variável, excluindo sucessivamente defasagens aparentemente não-significantes.

O multiplicador de longo prazo para a participação dos salários foi estimado, na forma de uma semi-elasticidade, em -0,68. Isso significa que um crescimento de um ponto percentual da renda na participação dos salários implica um impacto total, após dois anos, de -0,68% no consumo. Ou seja, o sinal foi diferente do esperado.

Com o objetivo de corrigir para as distorções que a inflação provoca nas decisões individuais de consumo e, portanto, no agregado, foi introduzida uma medida de preço relativo do consumo no vetor de longo prazo. Os testes indicaram que as variáveis cointegram com ou sem quebra, de modo que pareceu apropriado estimar também as regressões estáticas com esse controle. Na regressão Engle-

---

<sup>40</sup> Reportamos as estatísticas-t, mas ressaltamos que a distribuição assintótica dos coeficientes não é normal no caso de variáveis integradas.

<sup>41</sup> Não consideramos um termo de tendência linear determinística nos testes de cointegração realizados neste trabalho.

Granger, portanto sem quebra estrutural, a semi-elasticidade de longo prazo foi estimada em -0,656. Na especificação Gregory-Hansen com uma quebra de nível estimada em 1985, o sinal negativo se manteve, mas a semi-elasticidade foi de -0,348.

**TABELA 7 – Regressões para o consumo no Brasil**

	ADL		Engle-Granger		Gregory-Hansen – C		Gregory-Hansen – FB	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
Constante	-0,787	-3,322	0,307	1,908	0,199	1,326	0,153	0,958
Du85	-	-	-	-	-0,088	-3,291	-	-
Du87	-	-	-	-	-	-	-10,603	-1,701
$\ln C_{t-1}^{BR}$	0,932	28,250	-	-	-	-	-	-
$\ln Y_{t-1}^{BR}$	1,033	3,970	0,965	97,353	0,969	106,608	0,970	126,382
$Du87 * \ln Y_{t-1}^{BR}$	-	-	-	-	-	-	0,714	1,631
$\omega_{t-1}^{BR}$	-0,908	-3,303	-	-	-	-	-	-
$Du87 * \omega_{t-1}^{BR}$	-0,659	-1,784	-0,656	-3,996	-0,348	-1,976	-0,371	-1,661
$\omega_{t-2}^{BR}$	-	-	-	-	-	-	1,240	2,934
$\ln PR_C^{BR}$	0,613	0,096	-	-	-	-	-	-
$Du87 * \ln PR_C^{BR}$	-	-	-0,916	-48,21	-1,001	-32,201	-0,955	-36,775
Teste de cointegração	-	-	-4,63**	-	-5,98***	-	-7,73***	-
Teste F de White	1,285	-	1,166	-	1,320	-	0,828	-
Breusch-Godfrey LM (2)	0,403	-	9,32***	-	10,86***	-	10,52***	-
R2 ajustado	0,998	-	0,999	-	0,9999	-	0,999	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Nos testes de cointegração, as defasagens foram selecionadas pelo procedimento do geral para o particular com nível de significância de corte de 10%.

\*Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\*rejeita  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita  $H_0$  a 1%.

Na especificação *regime shift* ou *fullbreak*, que permite mudança nas inclinações, a data estimada para a quebra na relação de longo prazo foi o ano de 1987, quando a semi-elasticidade teria mudado de -0,37 para 0,87. Apenas nesse modelo, e somente para a partir de 1987, o impacto da participação dos salários no consumo pareceu ser positivo.<sup>42</sup>

Com base no modelo teórico, não é possível racionalizar um sinal negativo para a relação entre consumo e participação dos salários. Assim, ou esse modelo não é

<sup>42</sup> As estimativas negativas para a semi-elasticidade nas regressões do consumo não parecem ser significantes a níveis convencionais em alguns casos se avaliarmos pela estatística t convencional. Ocorre que a estimativa MQO para os desvios-padrão nos vetores de cointegração não é consistente, de modo que não é possível fazer esse tipo de inferência.

uma boa aproximação para o comportamento do consumo agregado na economia brasileira, pelo menos até 1986, ou as estimativas foram seriamente contaminadas por problemas relacionados aos dados.

O próximo passo consistiu em se estimar a relação de longo prazo entre investimento e a participação dos salários. Como controles, o PIB e o preço relativo do investimento foram considerados. A TAB. 8 mostra os resultados. Pelo teste de cointegração Engle-Granger não foi possível rejeitar a hipótese nula a níveis convencionais de significância. Inicialmente, foi estimado um modelo ADL. A propensão de impacto foi de -2,93, mas a semi-elasticidade de longo prazo foi estimada em -22,9, magnitude esta implausível. Esse resultado não se manteve nas regressões estáticas com quebra, conforme indicado pelos testes de Gregory-Hansen.

**TABELA 8 – Regressões para o investimento no Brasil**

	ADL		Gregory-Hansen – C		Gregory-Hansen – FB	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
Constante	1,166	1,654	-0,740	-0,596	-1,825	-1,458
Du92	-	-	-	-	9,955	0,413
Du93	-	-	-1,281	-15,507	-	-
$\ln I^{BR}_{t-1}$	0,872	18,288	-	-	-	-
$\ln Y^{BR}$	2,113	2,744	1,156	16,031	1,215	17,599
Du92* $\ln Y^{BR}$	-	-	-	-	-0,875	-0,540
$\ln Y^{BR}_{t-1}$	-1,996	-2,645	-	-	-	-
$\omega^{BR}$	-2,930	-3,173	-7,281	-6,500	-6,600	-5,404
Du92* $\omega^{BR}$	-	-	-	-	1,802	0,483
$\ln PR^{BR}_i$	-	-	-0,514	-1,625	-0,684	-2,155
Du92* $\ln PR^{BR}_i$	-	-	-	-	1,017	1,298
Teste de cointegração	-	-	-5,88***	-	-5,937***	-
Teste F de White	5,560***	-	2,872***	-	2,659***	-
Breusch-Godfrey LM (2)	1,390	-	2,412	-	2,585*	-
R2 ajustado	0,938	-	0,920	-	0,938	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Nos testes de cointegração, as defasagens foram selecionadas pelo procedimento do geral para o particular com nível de significância de corte de 10%.

\*Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\*rejeita  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita  $H_0$  a 1%.

A semi-elasticidade de longo prazo pela especificação com quebra de nível estimada para o ano de 1993 foi de -7,28, indicando que um acréscimo de um ponto percentual da renda na participação dos salários gera um impacto de -7,28% no investimento privado. Pelo modelo com quebra nas inclinações

estimada em 1992, a semi-elasticidade de longo prazo teria mudado de -6,6 para -4,8.

Aparentemente, o investimento é bastante sensível a mudanças marginais na participação dos lucros, uma medida de rentabilidade que guarda estreita relação com a taxa de *markup*. Importante notar, contudo, que a participação do investimento (FBCF privada não-residencial) no produto agregado foi em média cerca de 9%, enquanto a do consumo foi de aproximadamente 67%. O sinal do impacto de um acréscimo na participação dos salários sobre a absorção doméstica depende de qual especificação selecionamos para as funções consumo e investimento. Utilizando as regressões que forneceram as maiores elasticidades – 0,87 para o consumo de 1987 em diante e -4,8 para o investimento a partir de 1992 –, conclui-se que a absorção doméstica foi “liderada pelos salários” no final do período amostral. Todas as outras combinações entre as semi-elasticidades indicam um regime “liderado pelos lucros” em economia fechada se usarmos as participações médias dos componentes da demanda no produto.<sup>43</sup>

A TAB. 9 mostra os resultados de uma forma reduzida para as exportações, dado que inclui variáveis que tipicamente aparecem em equações de oferta e demanda. Foram consideradas, além da participação dos salários, a *proxy* de renda do resto do mundo, os termos de troca e a taxa de câmbio nominal. Os testes de cointegração com ou sem quebra não indicaram uma relação de longo prazo entre essas variáveis. Com isso, inicialmente descartamos as regressões estáticas, estimando apenas um modelo ADL. A propensão de impacto foi estimada em -0,38, sendo que isso implica uma semi-elasticidade de longo prazo de -4,24 neste modelo.

Vale lembrar que a série da taxa de câmbio nominal possivelmente possui duas raízes fora do círculo unitário, de forma que foi estimado também um ADL com a primeira diferença dessa variável com o objetivo de checar se o resultado se mantém. Agora, a semi-elasticidade de longo prazo foi estimada em -5,96,

---

<sup>43</sup> O impacto é mensurado conforme as equações (2) e (10) do capítulo anterior. Mais análises adiante.

indicando uma sensibilidade das exportações um pouco maior na comparação com o que foi obtido inicialmente.

**TABELA 9 – Regressões para as exportações do Brasil**

	ADL		ADL_tilda		Gregory-Hansen – C	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
Constante	2,779	1,977	3,983	2,648	7,707	5,098
Du88	-	-	-	-	-0,597	-5,582
$\ln X^{BR}_{t-1}$	0,604	6,31`9	0,765	8,755	-	-
$\ln Y^W_t$	0,988	3,837	1,720	1,794	2,139	20,013
$\ln Y^W_{t-1}$	-	-	1,328	-1,405	-	-
$\omega^{BR}$	-1,679	-2,243	1,400	-1,470	-5,096	-4,413
$\ln TT^{BR}$	-0,376	-2,140	-0,494	-2,495	-0,603	-2,706
$\ln \varepsilon^{BR}$	-0,014	-2,674	-	-	-	-
$\Delta \ln \varepsilon^{BR}$	-	-	-0,046	-1,393	0,211	4,402
Teste de cointegração	-	-	-	-	-5,312*	-
Teste F de White	0,607	-	1,039	-	2,512**	-
Breusch-Godfrey LM (2)	2,695*	-	0,868	-	2,163	-
R2 ajustado	0,980	-	0,977	-	0,967	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Nos testes de cointegração, as defasagens foram selecionadas pelo procedimento do geral para o particular com nível de significância de corte de 10%.

\*Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\*rejeita  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita  $H_0$  a 1%.

Os testes de cointegração foram também realizados levando em conta essa propriedade da série da taxa de câmbio. A hipótese nula de que as variáveis não cointegram foi agora rejeitada pelo modelo com quebra de nível estimada para o ano de 1988. A semi-elasticidade de longo prazo se manteve no mesmo patamar, com estimativa pontual de -5,1.

As ordens de magnitude para as semi-elasticidades das exportações com relação à participação dos salários situam-se no mesmo patamar daquelas obtidas para a função investimento. Ou seja, uma redistribuição da renda na direção dos salários gera impacto negativo não-desprezível sobre as exportações agregadas ao produzir uma perda de competitividade através do canal dos custos.

A TAB. 10 apresenta os resultados das regressões estimadas para as importações. Trata-se também de uma forma reduzida. Como regressores, considerou-se, além da participação dos salários, o PIB, os termos de troca e a taxa de câmbio nominal. Essas variáveis não cointegraram, mesmo permitindo quebra e utilizando a primeira diferença da série da taxa de câmbio. Foram então

utilizados modelos ADL com o objetivo de se estimar o impacto de longo prazo da participação os salários.

**TABELA 10 – Regressões para as importações do Brasil**

	ADL		ADL_tilda	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
Constante	-2,052	-1,291	-2,669	-2,489
$\ln M_{t-1}^{BR}$	0,760	6,925	0,745	7,072
$\ln Y$	1,615	4,243	1,564	4,285
$\ln Y_{t-2}^{BR}$	-1,285	-3,047	-1,194	-3,130
$\omega_{BR}$	0,850	0,789	0,887	0,832
$\ln TT^{BR}$	-0,687	-3,169	-0,650	-3,193
$\ln TT_{t-1}^{BR}$	0,654	3,283	0,661	3,355
$\ln \varepsilon_{t-1}^{BR}$	-0,041	-1,144	-	-
$\ln \varepsilon_{t-1}^{BR}$	0,042	1,201	-	-
$\Delta \ln \varepsilon_{t-1}^{BR}$	-	-	-0,043	-1,237
Teste F de White	1,233		1,285	
Breusch-Godfrey LM (2)	0,554		0,654	
R2 ajustado	0,982		0,982	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Nos testes de cointegração, as defasagens foram selecionadas pelo procedimento do geral para o particular com nível de significância de corte de 10%.

\*Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\*rejeita  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita  $H_0$  a 1%.

No modelo estimado com o nível da taxa de câmbio, a semi-elasticidade de curto prazo foi estimada em 0,85, sendo que isso se traduz em um multiplicador de longo prazo de 3,54. Essas magnitudes não mudaram muito ao se considerar a diferença da taxa de câmbio, em que se obteve estimativas de 0,89 e 3,48, respectivamente, para as semi-elasticidades de curto e de longo prazo.

Uma relação positiva entre a participação dos salários e as importações agregadas parece bastante plausível, apesar da incerteza com relação à ordem de magnitude da semi-elasticidade. Ainda que parcela significativa do investimento em capital fixo durante o período amostral tenha sido viabilizada por meio de importações de máquinas e equipamentos, a influência do consumo sobre o setor externo foi aparentemente predominante.

As regressões reportadas nas TAB. 7 a 10 fornecem intervalos para as semi-elasticidades dos componentes da demanda agregada com relação à participação dos salários. Essas semi-elasticidades devem ser convertidas em efeitos parciais, levando em conta o peso de cada agregado no produto, conforme as equações

(2) e (10) do capítulo anterior. Dessa forma, é possível inferir sobre o regime que prevaleceu na economia brasileira. Para tanto, usamos as participações médias e de final de período para os componentes da demanda agregada e consideramos os dois extremos do intervalo para cada semi-elasticidade. Esses resultados foram organizados na TAB. 11. As duas últimas linhas mostram o impacto estimado de uma mudança de um ponto percentual na participação dos salários sobre a taxa de crescimento da absorção doméstica e da demanda agregada.

**TABELA 11 – Intervalo de “efeitos parciais” para o Brasil**

	Pela part. % média do período					Pela part. % de final de período				
	Part. no PIB	Semi-elasticidade		Efeito parcial		Part. no PIB	Semi-elasticidade		Efeito parcial	
		Min	Max	Min	Max		Min	Max	Min	Max
$C^{BR}$	0,67	-0,66	0,87	-0,44	0,58	0,61	-0,66	0,87	-0,40	0,53
$I^{BR}$	0,09	-7,28	-4,80	-0,68	-0,45	0,04	-7,28	-4,80	-0,32	-0,21
$X^{BR}$	0,09	-5,96	-4,24	-0,54	-0,39	0,13	-5,96	-4,24	-0,80	-0,57
$M^{BR}$	0,09	3,48	3,54	0,32	0,32	0,11	3,48	3,54	0,37	0,38
Abs. Doméstica	-	-	-	-1,11	0,13	-	-	-	-0,72	0,31
Dem. Agregada	-	-	-	-1,98	-0,58	-	-	-	-1,89	-0,63

Fonte: Elaboração própria.

Conforme notamos anteriormente, é possível concluir que a absorção doméstica foi “liderada pelos salários” no período apenas se considerarmos as especificações com as maiores elasticidades, quais sejam as regressões para o consumo e o investimento com mudanças nas inclinações em 1987 e 1992, respectivamente. Importante notar também que esse resultado é válido somente de 1992 em diante. Destaca-se, ademais, que não existe motivo para supor que essas regressões sejam os melhores modelos, principalmente porque as datas estimadas para as quebras são pouco intuitivas. Por fim, ressaltamos que esse resultado muda se considerarmos qualquer outra combinação de semi-elasticidades com as participações médias dos agregados no produto total. Em particular, se usarmos as menores estimativas.

O efeito total sobre a demanda agregada, por seu turno, depende também do impacto da distribuição nas variáveis do setor externo. Apesar do reduzido grau de abertura da economia brasileira durante o período amostral, a magnitude das semi-elasticidades dos agregados do setor externo com relação à participação dos salários foi suficiente para sugerir que a demanda agregada no Brasil foi “liderada pelos lucros” de 1953 a 2003, não fazendo diferença qual especificação

em particular para cada componente da demanda privada utilizamos. O resultado qualitativo também não muda se considerarmos as participações médias ou os valores de final de período.

### 5.3 Análise VAR para os Estados Unidos

Esta seção apresenta os resultados da análise VAR para os Estados Unidos com base em dados trimestrais de 1970:1 a 2009:3. O modelo estimado, assim como alguns testes de diagnóstico, aparecem no anexo 2.<sup>44</sup> As defasagens para o modelo irrestrito foram inicialmente definidas com base no critério de informação de Schwarz que, em geral, seleciona especificações parcimoniosas. Defasagens adicionais foram introduzidas até branquear os resíduos. Afora isso, destaca-se que optamos por trabalhar com as variáveis em nível mesmo sabendo que há séries com ordens de integração distintas no vetor de variáveis endógenas. Note-se que o VAR(4) satisfaz a condição de estabilidade.

Do ponto de vista da análise proposta, é crucial analisar as FRI e a DVEP. Em conformidade com a exposição do capítulo anterior, utilizamos duas estratégias de identificação. A primeira se baseou na decomposição de Cholesky. A segunda é uma decomposição estrutural, seguindo a literatura sobre SVAR's.

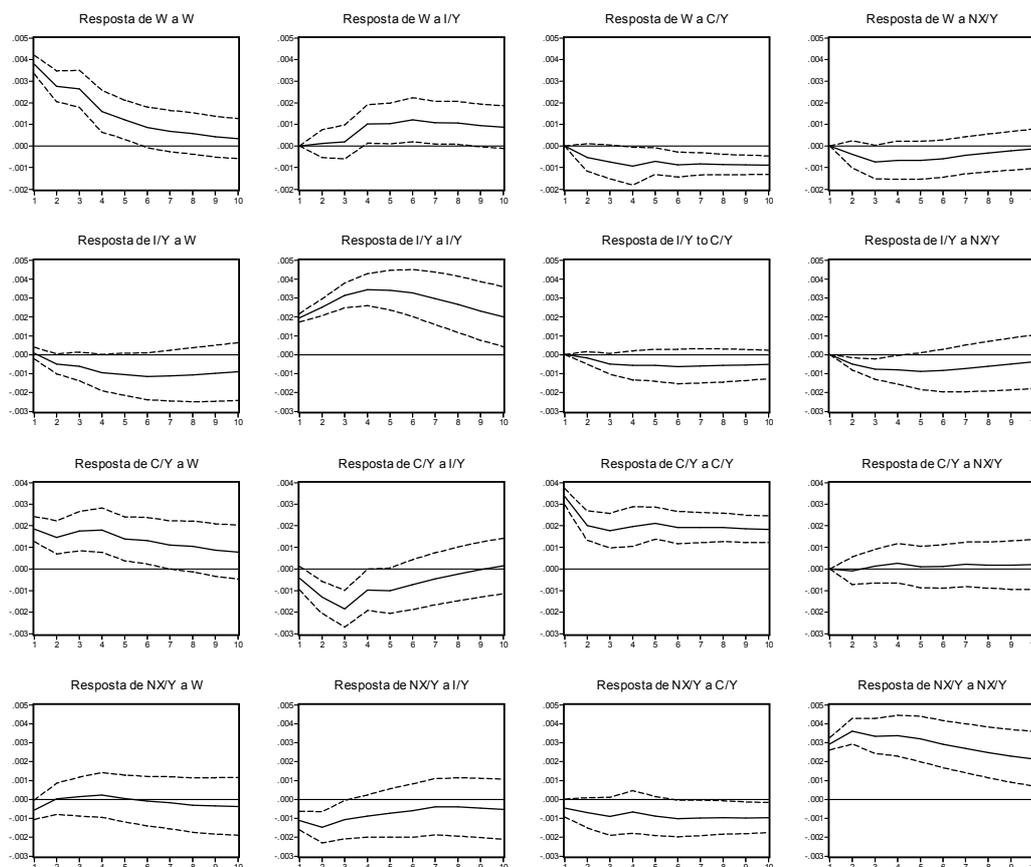
Para realizar a fatoração de Cholesky, utilizou-se a ordenação que impõe a participação dos salários como sendo a mais exógena, seguida, respectivamente, do investimento, do consumo e das exportações líquidas. Os resultados para as FRI aparecem no GRAF. 4.<sup>45</sup> Como todas as variáveis foram normalizadas pelo PIB, contornou-se possíveis problemas de escala que poderiam dificultar a análise das FRI.

---

<sup>44</sup> O VAR é aparentemente congruente com os dados, *i.e.* seus resíduos não são autocorrelacionados ou heterocedásticos e o modelo é estável com todas as raízes fora do círculo unitário. Diante da aparente não-normalidade dos resíduos – resultado este possivelmente influenciado pela presença de observações aberrantes –, a identificação das relações contemporâneas é realizada com referência ao teorema central do limite, dado que a estimação se dá por MV.

<sup>45</sup> Neste trabalho, os intervalos de confiança para as FRI foram computados pelo método analítico e cobrem dois erros-padrão, para mais e para menos, em torno das estimativas pontuais.

### GRÁFICO 4 – Funções de resposta a impulso pela fatoração de Cholesky para os Estados Unidos



Um choque positivo de um desvio-padrão na participação dos salários produz um impacto nulo sobre o investimento. Este se torna negativo nos trimestres seguintes, mas aparentemente permanece não-significante. O efeito sobre as exportações líquidas também não se mostrou significativo, sendo que as estimativas pontuais oscilam entre valores negativos e positivos, porém muito pequenos em valor absoluto. O consumo, por outro lado, cresce no mesmo período cerca de 0,2 ponto percentual do PIB. Este impacto diminui no tempo, mas permanece positivo. O investimento não pareceu responder a choques no consumo, sendo que a estimativa pontual foi inclusive negativa.

A TAB. 12 mostra a DVEP que permite uma interpretação mais acurada da dinâmica do modelo. A participação dos salários é, por construção, influenciada apenas pelos seus próprios choques contemporaneamente, mas é também afetada de forma defasada pelas inovações no consumo, no investimento e, em menor medida, nas exportações líquidas. Contudo, dez trimestres à frente, cerca

de 70% da variação é explicada por seus próprios choques.

**TABELA 12 – Decomposição da variância pela fatoração de Cholesky para os Estados Unidos**

DVEP de $\omega^{EU}$					
Trimestre	Erro-padrão	$\omega^{EU}$	I/Y <sup>EU</sup>	C/Y <sup>EU</sup>	NX/Y <sup>EU</sup>
1	0,004	100,000	0,000	0,000	0,000
2	0,005	97,968	0,051	1,283	0,698
3	0,006	94,723	0,149	2,761	2,367
4	0,006	88,821	3,040	4,859	3,280
5	0,006	84,616	5,542	5,703	4,138
6	0,006	79,755	8,574	7,034	4,637
7	0,007	76,316	10,696	8,188	4,799
8	0,007	73,278	12,567	9,374	4,781
9	0,007	70,813	13,902	10,582	4,703
10	0,007	68,686	14,945	11,788	4,582
DVEP de I/Y <sup>EU</sup>					
1	0,002	0,155	99,845	0,000	0,000
2	0,003	2,313	95,145	0,291	2,250
3	0,005	2,916	92,006	1,235	3,842
4	0,006	4,358	89,810	1,658	4,174
5	0,007	5,365	88,240	1,842	4,553
6	0,008	6,362	86,816	2,090	4,731
7	0,009	7,106	85,898	2,250	4,746
8	0,009	7,713	85,192	2,406	4,689
9	0,009	8,209	84,630	2,555	4,606
10	0,010	8,602	84,198	2,698	4,502
DVEP de C/Y <sup>EU</sup>					
1	0,004	23,035	1,189	75,776	0,000
2	0,005	24,420	8,348	67,202	0,030
3	0,006	26,615	16,390	56,919	0,075
4	0,006	29,320	15,418	55,031	0,231
5	0,007	28,797	15,120	55,870	0,213
6	0,007	28,801	14,421	56,564	0,215
7	0,008	28,374	13,518	57,834	0,274
8	0,008	27,899	12,569	59,227	0,305
9	0,008	27,280	11,788	60,600	0,332
10	0,008	26,591	11,153	61,885	0,371
DVEP de NX/Y <sup>EU</sup>					
1	0,003	2,955	12,039	2,045	82,961
2	0,005	1,183	13,204	2,760	82,853
3	0,006	0,838	11,730	3,906	83,525
4	0,007	0,737	10,406	3,815	85,042
5	0,008	0,605	9,347	4,363	85,685
6	0,009	0,536	8,569	5,176	85,719
7	0,009	0,524	7,873	5,824	85,779
8	0,009	0,589	7,407	6,382	85,621
9	0,010	0,680	7,119	6,959	85,242
10	0,010	0,776	6,978	7,464	84,781

Fonte: Elaboração própria.

O investimento e as exportações líquidas se mostraram particularmente pouco

sensíveis aos choques nas demais variáveis e, em particular, às inovações na participação dos salários. Além disso, nota-se que o consumo responde por no máximo 2,7% da variação no investimento durante dez trimestres, influência esta menor inclusive do que a estimada para as exportações líquidas.

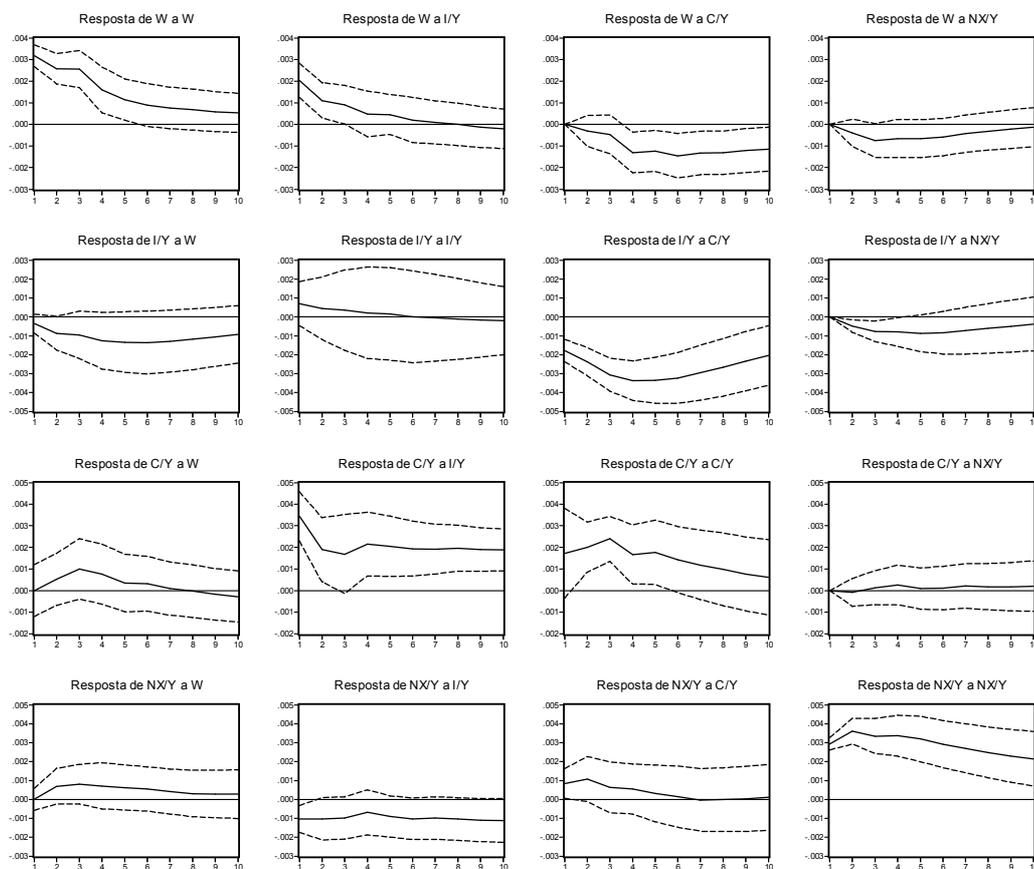
O consumo, por seu turno, pareceu bastante sensível à participação dos salários. Em média, cerca de 27% da variância do erro de previsão do consumo é explicada pela participação dos salários na renda. A influência do investimento atinge um pico de 16,4% do terceiro trimestre, depois decai monotonicamente. As exportações líquidas pareceram exercer influência desprezível.

De uma maneira geral, os resultados indicam que o consumo foi “liderado pelos salários” nos Estados Unidos no período de 1970:1 a 2009:3. Como não houve outras respostas significantes a choques na distribuição funcional, pode-se concluir que a absorção doméstica e a demanda como um todo se comportaram dessa maneira. É importante ressaltar, no entanto, que tais resultados são contingentes ao esquema de identificação adotado.

As FRI baseadas na decomposição estrutural proposta aparecem no GRAF. 5. Cumpre notar, em particular, que o impacto sobre o consumo de uma inovação de um desvio-padrão na participação dos salários não se mostrou significativa. Por sua vez, a influência do consumo sobre o investimento foi significativa, porém novamente negativa. De todo modo, avaliando pelas estimativas pontuais, conclui-se ainda que a demanda agregada foi “liderada pelos salários”. É interessante observar que a absorção doméstica pareceu ser “liderada pelos lucros”. Esse resultado é contra-intuitivo, tendo em vista que o modelo teórico postula que a estratégia de crescimento da demanda agregada “liderada pelos salários” tende a se tornar menos factível à medida que o grau de abertura das economias cresce.

Concluindo esta seção, ressaltamos então que o resultado de que a demanda agregada foi “liderada pelos salários” entre 1970:1 e 2009:3 nos Estados Unidos se manteve tanto na fatoração de Cholesky como na decomposição estrutural, embora neste último caso o efeito tenha sido não-significante, sendo produzido por um impacto pouco intuitivo da distribuição sobre a variável do setor externo.

**GRÁFICO 5 – Funções de resposta a impulso pela decomposição estrutural para os Estados Unidos**



A DVEP permite compreender este resultado. Os resultados foram organizados na TAB. 13. É possível notar que a participação dos salários é agora mais influenciada pelo investimento e, principalmente, pelo consumo. Este último exerce influência marcadamente maior, relativamente às demais variáveis, sobre o investimento, sendo o sinal do impacto negativo. As exportações líquidas permaneceram sendo pouco influenciadas pelas demais variáveis. Contudo, as inovações no consumo se mostraram mais importantes para explicarem a variação na variável do setor externo, principalmente em horizontes de tempo mais curtos, enquanto a participação dos salários agora é responsável por uma parcela ainda menor. O que aparentemente foi determinante para o resultado contra-intuitivo mencionado acima, conforme é possível observar pelo GRAF. 5, foram as estimativas positivas para o impacto da distribuição e do consumo sobre as exportações líquidas.

**TABELA 13 – Decomposição da variância pela decomposição estrutural para os Estados Unidos**

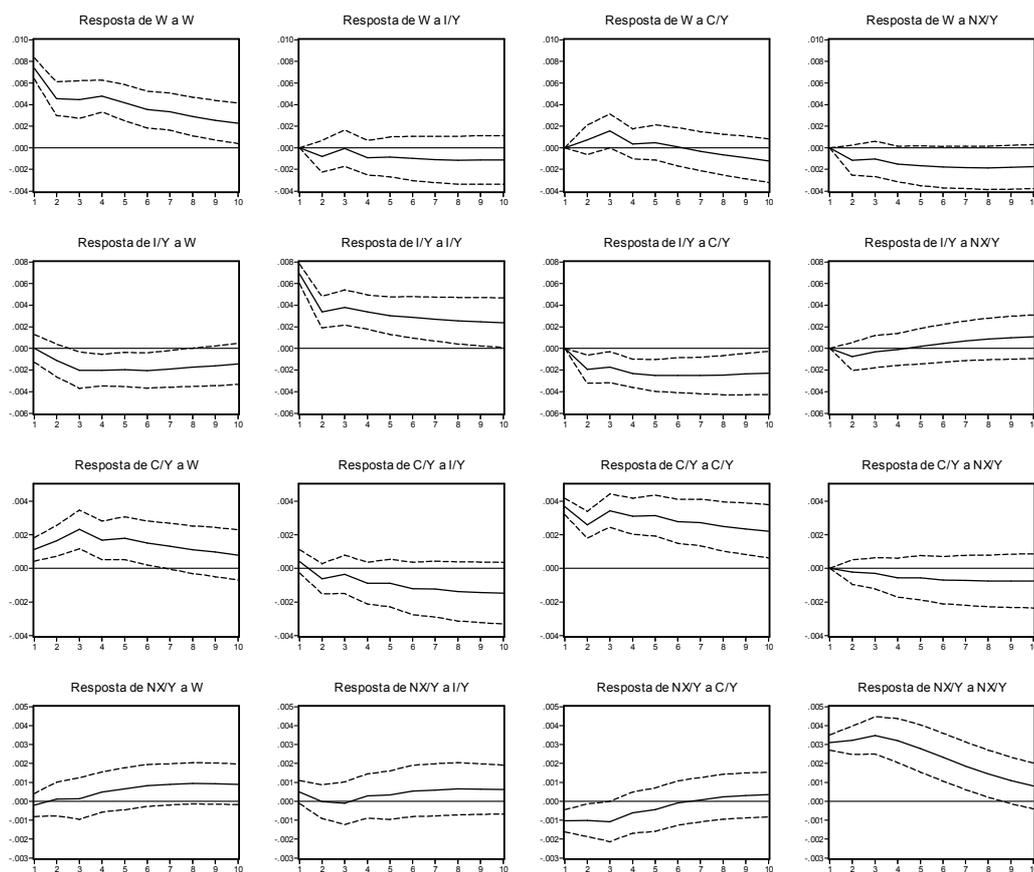
DVEP de $\omega^{EU}$					
Trimestre	Erro-padrão	$\omega^{EU}$	$I/Y^{EU}$	$C/Y^{EU}$	$NX/Y^{EU}$
1	0,004	71,160	28,840	0,000	0,000
2	0,005	74,987	23,878	0,437	0,698
3	0,006	76,404	20,191	1,038	2,367
4	0,006	72,976	18,035	5,709	3,280
5	0,006	69,796	16,950	9,116	4,138
6	0,006	66,223	15,722	13,419	4,637
7	0,007	63,771	14,855	16,574	4,799
8	0,007	61,634	14,127	19,458	4,781
9	0,007	59,953	13,616	21,728	4,703
10	0,007	58,524	13,251	23,643	4,582
DVEP de $I/Y^{EU}$					
1	0,002	3,304	12,875	83,821	0,000
2	0,003	8,256	6,519	82,974	2,250
3	0,005	8,294	3,763	84,101	3,842
4	0,006	9,618	2,435	83,774	4,174
5	0,007	10,564	1,798	83,084	4,553
6	0,008	11,328	1,421	82,519	4,731
7	0,009	11,906	1,212	82,136	4,746
8	0,009	12,331	1,096	81,884	4,689
9	0,009	12,644	1,044	81,706	4,606
10	0,010	12,861	1,029	81,607	4,502
DVEP de $C/Y^{EU}$					
1	0,004	0,000	79,872	20,128	0,000
2	0,005	1,217	67,899	30,855	0,030
3	0,006	3,950	56,482	39,493	0,075
4	0,006	4,600	56,678	38,492	0,231
5	0,007	4,133	56,616	39,039	0,213
6	0,007	3,860	57,389	38,537	0,215
7	0,008	3,537	58,629	37,560	0,274
8	0,008	3,268	60,222	36,206	0,305
9	0,008	3,107	61,736	34,824	0,332
10	0,008	3,039	63,205	33,385	0,371
DVEP de $NX/Y^{EU}$					
1	0,003	0,000	10,247	6,793	82,961
2	0,005	1,825	8,214	7,108	82,853
3	0,006	2,833	7,922	5,720	83,525
4	0,007	3,125	6,924	4,909	85,042
5	0,008	3,172	6,974	4,169	85,685
6	0,009	3,150	7,499	3,633	85,719
7	0,009	3,030	7,933	3,258	85,779
8	0,009	2,880	8,509	2,990	85,621
9	0,010	2,767	9,206	2,785	85,242
10	0,010	2,679	9,908	2,632	84,781

Fonte: Elaboração própria.

## 5.4 Análise VAR para o Japão

Nesta seção, a análise realizada para os Estados Unidos foi replicada com os dados do Japão, de frequência trimestral cobrindo o período de 1980:1 a 2009:3. Foi utilizado o mesmo critério para se definir a ordem do VAR. Além disso, os mesmos esquemas de identificação foram empregados visando, novamente, checar a robustez dos resultados. O modelo estimado e os resultados para os testes de diagnósticos encontram-se também no anexo 2.<sup>46</sup> Todas as séries no vetor de variáveis endógenas são agora aparentemente estacionárias. Note-se, ademais, que o VAR(3) satisfaz a condição de estabilidade.

**GRÁFICO 6 – Funções de resposta a impulso pela fatoração de Cholesky para o Japão**



<sup>46</sup> Aparentemente, os resíduos do VAR são normais e não apresentam autocorrelação, havendo, contudo, sinal de heterocedasticidade.

As FRI identificadas a partir da fatoração de Cholesky aparecem no GRAF. 6. Assim como no caso dos Estados Unidos, um choque positivo de um desvio-padrão na participação dos salários produz um crescimento de cerca de 0,2 ponto percentual do PIB no consumo, mas agora este pico é atingido no terceiro trimestre. Uma diferença crucial entre os dois casos reside na resposta do investimento. Agora, o impacto sobre o investimento é significativo no terceiro trimestre e de aproximadamente -0,2 ponto percentual do PIB. As exportações líquidas não apresentaram resposta significativa, sendo que a estimativa pontual para o impacto se torna positiva no segundo trimestre, mas é sempre pequena.

Portanto, estes resultados sugerem que um choque exógeno na participação dos salários gerou, em média, uma resposta de 0,2 ponto percentual do PIB no consumo e de -0,2 ponto percentual do PIB no investimento. Mas, não é possível concluir com clareza se a demanda agregada no Japão foi “liderada pelos lucros” ou “liderada pelos salários” no período de 1980:1 a 2009:3.

A TAB. 14 mostra a DVEP que fornece um retrato mais acurado da dinâmica do sistema estimado. Destaca-se que as exportações líquidas pareceram ser a mais autônoma de todas as variáveis. Seus próprios choques explicam sempre mais de 80% da variação em todos os horizontes de tempo até o décimo trimestre.

Ao analisar a influência das demais variáveis sobre o investimento como proporção do PIB em diferentes horizontes de tempo, nota-se claramente duas diferenças importantes na comparação com a simulação realizada para os Estados Unidos. No caso do Japão, o impacto negativo da participação dos salários exerceu sempre maior influência em termos relativos após o terceiro trimestre. Em média, 9,4% da variância do erro de previsão do investimento é explicado por inovações na participação dos salários, contra os 5,3% estimados para os Estados Unidos por este mesmo esquema de identificação. Por outro lado, o consumo se mostrou agora mais importante para explicar a variância do investimento, com média de 14,1%, contra 1,7% para os Estados Unidos. Mas, em ambos os casos, a influência do consumo sobre o investimento foi negativa. Isso parece então explicar porque o impacto positivo de um choque na participação dos salários sobre o consumo foi compensado pelo efeito sobre o investimento. Na verdade, parte deste resultado é também explicada pelo fato da

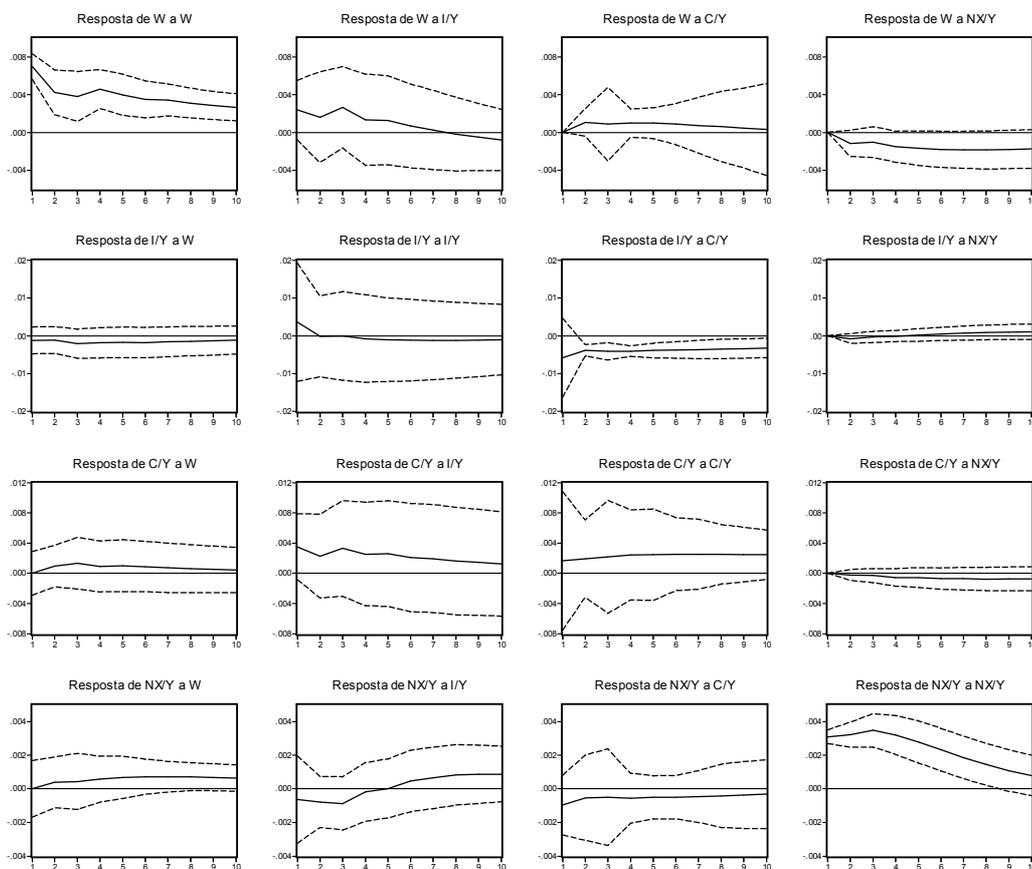
variância no erro de previsão do consumo ter sido agora menos influenciada pelas inovações na variável de distribuição.

**TABELA 14 – Decomposição da variância pela fatoração de Cholesky para o Japão**

DVEP de $\omega^{JP}$					
Trimestre	Erro-padrão	$\omega^{JP}$	$I/Y^{JP}$	$C/Y^{JP}$	$NX/Y^{JP}$
1	0,007	100,000	0,000	0,000	0,000
2	0,009	96,764	0,831	0,668	1,738
3	0,010	94,005	0,641	2,953	2,401
4	0,011	92,662	1,183	2,449	3,707
5	0,012	91,177	1,507	2,259	5,057
6	0,013	89,489	1,965	2,033	6,513
7	0,013	87,843	2,457	1,910	7,790
8	0,014	85,993	2,988	1,993	9,026
9	0,014	84,181	3,447	2,275	10,097
10	0,015	82,298	3,871	2,822	11,009
DVEP de $I/Y^{JP}$					
1	0,007	0,000	100,000	0,000	0,000
2	0,008	1,964	91,338	5,799	0,900
3	0,009	6,258	85,062	7,893	0,787
4	0,010	8,845	79,147	11,363	0,645
5	0,011	10,560	74,273	14,590	0,577
6	0,012	12,121	70,253	16,980	0,646
7	0,013	13,027	67,074	19,025	0,875
8	0,013	13,536	64,550	20,704	1,210
9	0,014	13,811	62,593	21,978	1,618
10	0,014	13,883	61,075	22,986	2,056
DVEP de $C/Y^{JP}$					
1	0,004	8,454	1,161	90,385	0,000
2	0,005	15,885	2,255	81,661	0,199
3	0,007	22,030	1,630	76,011	0,329
4	0,007	21,719	2,612	74,869	0,800
5	0,008	21,910	3,185	73,817	1,089
6	0,009	21,482	4,461	72,526	1,531
7	0,010	20,767	5,562	71,779	1,892
8	0,010	19,968	6,873	70,900	2,259
9	0,011	19,186	8,134	70,108	2,572
10	0,011	18,401	9,402	69,344	2,854
DVEP de $NX/Y^{JP}$					
1	0,003	0,394	2,086	9,889	87,632
2	0,005	0,250	1,024	9,451	89,274
3	0,006	0,209	0,676	9,212	89,903
4	0,007	0,658	0,673	7,842	90,828
5	0,007	1,325	0,754	7,003	90,919
6	0,008	2,301	1,144	6,289	90,267
7	0,008	3,336	1,599	5,857	89,209
8	0,008	4,459	2,132	5,640	87,769
9	0,008	5,492	2,621	5,568	86,319
10	0,009	6,425	3,056	5,586	84,934

Fonte: Elaboração própria.

## GRÁFICO 7 – Funções de resposta a impulso pela decomposição estrutural para Japão



As FRI identificadas pela decomposição estrutural aparecem no GRAF. 7 e confirmam o que havia sido constatado anteriormente, usando a fatoração de Cholesky. Ou seja, aparentemente a distribuição exerceu pouca influência sobre a demanda agregada no Japão no período em análise. A TAB. 15 mostra a DVEP para este esquema de identificação. Conforme fica claro, a relação mais forte se dá agora entre consumo e investimento.

**TABELA 15 – Decomposição da variância pela decomposição estrutural para o Japão**

DVEP de $\omega^{JP}$					
Trimestre	Erro-padrão	$\omega^{JP}$	I/Y <sup>JP</sup>	C/Y <sup>JP</sup>	NX/Y <sup>JP</sup>
1	0,007	89,640	10,360	0,000	0,000
2	0,009	86,155	10,644	1,463	1,738
3	0,010	80,523	15,149	1,927	2,401
4	0,011	80,556	13,461	2,276	3,707
5	0,012	79,684	12,658	2,601	5,057
6	0,013	79,029	11,650	2,808	6,513
7	0,013	78,672	10,668	2,870	7,790
8	0,014	78,162	9,942	2,870	9,026
9	0,014	77,607	9,487	2,809	10,097
10	0,015	76,971	9,311	2,708	11,009
DVEP de I/Y <sup>JP</sup>					
1	0,007	3,086	26,739	70,175	0,000
2	0,008	4,274	19,785	75,041	0,900
3	0,009	8,400	14,843	75,970	0,787
4	0,010	10,063	12,483	76,809	0,645
5	0,011	10,865	11,463	77,095	0,577
6	0,012	11,646	10,901	76,807	0,646
7	0,013	11,945	10,621	76,560	0,875
8	0,013	11,999	10,457	76,335	1,210
9	0,014	11,952	10,288	76,142	1,618
10	0,014	11,806	10,114	76,024	2,056
DVEP de C/Y <sup>JP</sup>					
1	0,004	0,000	81,601	18,399	0,000
2	0,005	3,698	69,859	26,244	0,199
3	0,007	6,350	66,669	26,652	0,329
4	0,007	6,272	62,160	30,768	0,800
5	0,008	6,442	59,344	33,125	1,089
6	0,009	6,456	55,950	36,062	1,531
7	0,010	6,254	53,293	38,561	1,892
8	0,010	6,029	50,718	40,994	2,259
9	0,011	5,793	48,464	43,171	2,572
10	0,011	5,544	46,419	45,184	2,854
DVEP de NX/Y <sup>JP</sup>					
1	0,003	-	3,800	8,569	87,632
2	0,005	0,668	4,609	5,449	89,274
3	0,006	0,962	5,021	4,114	89,903
4	0,007	1,440	3,918	3,815	90,828
5	0,007	2,061	3,315	3,705	90,919
6	0,008	2,678	3,324	3,731	90,267
7	0,008	3,274	3,725	3,793	89,209
8	0,008	3,855	4,518	3,857	87,769
9	0,008	4,367	5,404	3,910	86,319
10	0,009	4,814	6,305	3,948	84,934

Fonte: Elaboração própria.

## 5.5 Considerações finais

Este capítulo consistiu de três aplicações com base no modelo teórico. Destacamos, de saída, que este tipo de abordagem não tem por objetivo substituir a prática estruturalista tradicional, que prevaleceu no Brasil até a década de 1970 ou 1980, sendo de caráter mais apreciativo, porém baseada em dados setoriais e desagregados que permitem uma análise mais rica. Neste capítulo, utilizamos técnicas de econometria de séries temporais para tentar captar o padrão de inter-relação entre as séries para a medida de distribuição funcional e os componentes da demanda agregada.

O caso do Brasil foi analisado, em conformidade com o padrão na literatura, com base em dados anuais para o período de 1953 a 2003. Devido ao limitado número de observações e à própria frequência dos dados, optou-se por se trabalhar com modelos de defasagens distribuídas e cointegração que buscam captar as tendências gerais entre distribuição e demanda agregada. Os resultados indicaram que o regime de demanda no Brasil foi, em média, “liderado pelos lucros”. Este resultado requer uma série de ressalvas, entre as quais destacamos dois pontos.

Em primeiro lugar, partimos de uma medida de distribuição primária da renda. Ou seja, não levamos em conta o papel que o sistema tributário brasileiro exerce no âmbito da distribuição de renda. Em segundo lugar, a medida de distribuição adotada pode estar contaminada durante os períodos de inflação elevada e, ademais, cerca de 50% das observações dessa série foram estimadas por meio de um procedimento econométrico desconhecido.

Os casos dos Estados Unidos e Japão foram analisados a partir de dados trimestrais de 1970:1 e 1980:1, respectivamente, até 2009:3. Dados trimestrais são mais apropriados para se analisar a dinâmica de curto prazo durante o ciclo econômico, de forma que se optou por trabalhar com modelos VAR.

Os resultados para os Estados Unidos indicaram que o regime de demanda neste país foi, em média, “liderado pelos salários” no período. Este resultado contradiz as análises de Gordon (1995a,b), Stockhammer e Onaran (2004) e Naastepad e

Storm (2007), mas confirma a impressão de Bowles e Boyer (1995) e Hein e Vogel (2008). Os resultados para o Japão indicaram que o impacto de mudanças na distribuição funcional sobre a demanda agregada foi, em média, nulo. Este resultado contradiz as análises de Bowles e Boyer (1995) e Naastepad e Storm (2007).

## 6 CONCLUSÃO GERAL

Esta dissertação analisou a relação entre distribuição funcional da renda e demanda agregada na visão neo-estruturalista. Essa literatura se estabeleceu no campo teórico durante a década de 1980, sendo desenvolvida na forma de fechamentos para um modelo subdeterminado que buscavam representar principalmente as visões neo-Keynesiana, neomarxista e Steindliana. A partir de meados da década de 1990, várias aplicações surgiram na literatura. Neste trabalho, a parte empírica foi precedida de uma investigação teórica.

O capítulo 1 consistiu de uma revisão da literatura. Os três fechamentos mencionados acima foram apresentados, em que se procurou destacar o sinal da correlação e a relação de causalidade lógica entre, de um lado, salário real e taxa de lucro e, de outro, consumo por trabalhador e acumulação de capital. Pressupondo que o nível de utilização da capacidade é igual ao planejado, a visão neo-Keynesiana sugere que a correlação entre salário real e taxa de lucro, assim como entre consumo por trabalhador e acumulação, é negativa. A causalidade neste modelo vai da acumulação para a distribuição através de um mecanismo que ficou conhecido na literatura como “poupança forçada”. No modelo neomarxista, a utilização da capacidade também é exógena e o sinal da correlação entre as variáveis-chave é o mesmo. A relação de causalidade, no entanto, é distinta e vai da distribuição para a acumulação. Um acréscimo no salário real produz uma “contração dos lucros”. No modelo Steindliano, a utilização da capacidade pode divergir do nível planejado e, com isso, o sinal da correlação entre as variáveis é distinto. Ou seja, um acréscimo no salário real é compatível com uma maior taxa de lucro e um incremento no consumo por trabalhador implica maior taxa de acumulação. A causalidade vai da distribuição para a acumulação, sendo que uma maior taxa de *markup* significa menor salário real e consumo por trabalhador e, por intermédio do efeito acelerador, isso se traduz em menor taxa de acumulação. Este resultado é conhecido como “estagnacionista”.

Bhaduri e Marglin (1990) mostram que os resultados de “contração dos lucros” e

“estagnacionista” são plausíveis se a utilização da capacidade é variável, sendo que isso exige uma nova especificação para a função investimento que não incorre em dupla-contagem. Este modelo tornou-se então a referência para a literatura neo-estruturalista empírica que se procurou descrever no capítulo 2. As aplicações são, em sua maior parte, baseadas em modelos autorregressivos de defasagens distribuídas ou de cointegração. O foco em modelos uniequacionais com base em dados anuais está possivelmente relacionado com a visão predominante de que o modelo teórico é apropriado para se examinar tendências gerais que se desenvolvem no decorrer de décadas.

Os fechamentos de longo prazo podem, claramente, ser interpretados como possibilidades distintas para cada situação de curto prazo. Dito de outra forma, se a utilização da capacidade se encontra próxima do limite, um resultado de poupança forçada pode emergir se a taxa de acumulação cresce e promove um acréscimo no nível de preços e os salários nominais permanecem constantes. Da mesma forma, nesta situação uma mudança exógena na distribuição funcional na direção dos salários – digamos, por força da legislação que define regras de reajuste salarial – pode promover uma contração dos lucros. Se a capacidade produtiva não é plenamente utilizada, uma redistribuição na direção dos salários pode implicar maior ou menor taxa de crescimento da demanda agregada, dependendo da importância do efeito acelerador e dos demais determinantes do investimento, assim como da diferença entre as propensões a consumir dos salários e dos lucros. Aplicações com base em modelos VAR buscam captar as relações de curto prazo que, em média, prevalecem durante os ciclos econômicos.

Devido à disponibilidade de dados, utilizamos séries de periodicidade anual e modelos uniequacionais para analisar a relação entre distribuição e demanda agregada no Brasil no período de 1953 a 2003. Não obstante a relação entre distribuição e demanda agregada deva se apresentar com maior clareza no curto prazo, a análise empírica realizada para a economia brasileira encontra-se em linha com o padrão da literatura internacional. Os resultados indicaram que um incremento na participação dos salários na renda implicou, em média, queda na taxa de crescimento da demanda agregada na economia brasileira. Conforme se

procurou enfatizar ao longo do trabalho – e, em especial, no capítulo 4 que discutiu questões relacionadas à metodologia empírica e aos dados –, esse resultado precisa ser analisado com cautela devido a problemas relacionados à qualidade dos dados disponíveis e à omissão de variáveis relevantes em cada regressão. Para os Estados Unidos e Japão, utilizamos dados trimestrais de 1970:1 e 1980:1, respectivamente, até 2009:3. Os modelos VAR estimados foram utilizados para se realizar análises de resposta a impulso, partindo de dois esquemas de identificação distintos. Os resultados indicaram que um acréscimo na participação dos salários implicou, em média, uma maior demanda agregada no curto prazo nos Estados Unidos. No Japão, o impacto pareceu ter sido, em média, nulo. Em face da sensibilidade das funções de resposta a impulso a mudanças na forma de identificação das relações contemporâneas, além de alguns resultados pouco intuitivos, sugere-se também cautela ao se analisar as estimativas deste trabalho e da literatura como um todo.

Destacamos que, nesta dissertação, optamos por partir para a análise econométrica devido a limitações das análises de caráter puramente apreciativo e que nada tem a dizer sobre a ordem de magnitude das elasticidades relevantes. Contudo, os procedimentos adotados revelaram suas limitações próprias, de modo que não resta dúvida de que a relação entre distribuição funcional e demanda agregada precisa ser mais bem investigada no campo empírico. Essa conclusão é particularmente verdadeira para o caso do Brasil, em que existe grande incerteza com relação à qualidade dos dados. Mas, diante dos resultados contraditórios encontrados na literatura e da baixa robustez das nossas próprias estimativas para os Estados Unidos e Japão, aparentemente essa conclusão pode ser estendida para os resultados publicados para outros países.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMADEO, E. Crescimento, distribuição e utilização da capacidade: um modelo neo-steiniliano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.16, n.3, p.689-712, dez. 1986a.

AMADEO, E. Notes on capacity utilisation, distribution and accumulation. **Contributions to Political Economy**, London, v.5, n.1, p.83-94, Mar. 1986b.

AMADEO, E. The role of capacity utilization in long period analysis. **Political Economy: studies in the surplus approach**, Torino, v.2, n.2, p.147-60, 1986c.

AMADEO, E. Expectations in a steady-state model of capacity utilization. **Political Economy**, studies in the surplus approach, Torino, v.3, n.1, p.75-89, 1987.

AMISANO, G.; GIANNINI, C. **Topics in structural VAR econometrics**. 2. ed. Berlin: Springer Verlag, 1997. 181p.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. [S.l.]: [19--?]. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/?SERIETEMP>>. Acesso em: 30 mar. 2010.

BARBOSA-FILHO, N.; TAYLOR, L. Distributive and demand cycles in the US economy – a structuralist Goodwin model. **Metroeconomica**, Oxford, v. 57, n. 3, p. 389-411, Jul. 2006.

BERTELLA, M. O fio da navalha de Harrod e a resposta da escola de Cambridge. **Revista de Análise Econômica**, Porto Alegre, v.18, n. 34, p.113-126, dez. 2000.

BERTELLA, M. Modelos de crescimento kaleckianos: uma apreciação. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.27, n. 2, p.209-20, jun. 2007.

BHADURI, A.; MARGLIN, S. Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies. **Cambridge Journal of Economics**, London, v. 14, n. 4, p. 375-93, Dec. 1990.

BLANCHARD, O.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **American Economic Review**, Nashville, v. 79, n. 4, p.655-73, Sep. 1989.

BLANCHARD, O.; WATSON, M. **Are business cycles all alike?**. Cambridge: NBER, 1984. 54 p. (Working Paper, 1392).

BLECKER, R. International competition, income distribution and economic growth. **Cambridge Journal of Economics**, Nashville, v. 13, n. 3, p. 395-412, Sep. 1989.

BOWLES, S. The production process in a competitive economy: walrasian, neo-hobbesian, and marxian models. **The American Economic Review**, Nashville, v. 75, n. 1, p.16-36, Mar. 1985.

BOWLES, S.; BOYER, R. Labor discipline and aggregate demand: a macroeconomic model. **The American Economic Review**, Nashville, v. 78, n. 2, p. 395-400, May. 1988.

BOWLES, S.; BOYER, R. Wages, aggregate demand, and employment in an open economy: an empirical investigation. In: EPSTEIN, G.; GINTIS, H. (Orgs.) **Macroeconomic policy after the conservative era: studies in investment, savings and finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 1995. p.143–71.

BRUNO, M. **Acumulação de capital, distribuição e crescimento econômico no Brasil: uma análise dos determinantes de longo prazo**. Rio de Janeiro: IPEA, 2008. 31p. (Texto para discussão, 1364)

BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS – BEA. **National income and product account**. [S.l.]: [19--?]. Disponível em: <<http://www.bea.gov/national/nipaweb/Index.asp>>. Acesso em: 15 mar. 2010.

CHAMPERNOWNE, D. Capital accumulation and the maintenance of full employment. **The Economic Journal**, St. Andrews, v. 68, n. 270, p.211-44, Jun.1958.

DICKEY, D., FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v.74, n. 366, p.427-31, Jun. 1979.

DOMAR, E. Capital expansion, rate of growth, and employment. **Econometrica**, Chicago, v. 14, n. 2, p. 137-47, Apr. 1946.

DUTT, A. Alternative closures again: a comment on ‘Growth, distribution and inflation’. **Cambridge Journal of Economics**, Nashville, v. 11, n. 1, p. 75-82, Mar. 1987.

DUTT, A. **Growth, distribution, and uneven development**. Cambridge: Cambridge University Press, 1990. 262p.

DUTT, A. Stagnation, income distribution and monopoly power. **Cambridge Journal of Economics**, Nashville, v. 8, n. 1, p. 25-40, Mar. 1984.

EDERER, S.; STOCKHAMMER, E. Wages and aggregate demand: an empirical investigation for France. In: HEIN, E.; TRUGER, A. (Orgs.), **Money, distribution and economic policy: alternatives to orthodox macroeconomics**. Cheltenham: Edward Elgar, 2007. p.119-38.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3 ed. New Jersey: Wiley, 2010. 517p.

ENGLE, R.;GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-76, Mar. 1987.

ECONOMIC AND SOCIAL RESEARCH INSTITUTE – ESRI. **System of National Accounts Statistics**. [S.l.]: [19--?]. Disponível em: <<http://www.esri.cao.go.jp/en/sna/data.html#qe>>. Acesso em: 15 mar. 2010.

GLYN, A. *et al.* The rise and fall of the golden age. In: MARGLIN, S.; SCHOR, J. (Orgs.) **The golden age of capitalism: reinterpreting the postwar experience**. New York: Oxford University Press, 1990. p.39-125.

GREGORY, A.; HANSEN, B. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 70, n. 1, p. 99-126, Jan. 1996.

GOODWIN, R. A growth cycle. In: FEINSTEIN, C. (Org.) **Socialism, capitalism and economic growth**. Cambridge: Cambridge University Press, 1967. p.54-58

GORDON, D. Growth, distribution, and the rules of the game: social structuralist macro foundations for a democratic economic policy. In: EPSTEIN, G.; GINTIS, H. (Orgs.) **Macroeconomic policy after the conservative era: studies in investment, savings and finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 1995a. p.335-83.

GORDON, D. Putting the horse (back) before the cart: disentangling the macro relationship between investment and saving. In: EPSTEIN, G.; GINTIS, H. (Orgs.) **Macroeconomic policy after the conservative era: studies in investment, savings and finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 1995b. p.57-108.

GOUVÊA, R.; LIBÂNIO, G. **Demanda efetiva, conflito distributivo e regime de acumulação em um modelo distributivo de ciclo: os casos britânico e turco**. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2007. 24p. (Texto para discussão, 322)

HARROD, R. An essay in dynamic theory. **The Economic Journal**, St. Andrews, v. 49, n. 193, p.14-33, Mar. 1939.

HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics** (Advanced texts in econometrics). Oxford: Oxford University Press, 1997. 869p.

HEIN, E.; TARASSOW, A. **Distribution, aggregate demand and productivity growth: theory and empirical results for six OECD countries based on a post-Kaleckian model**. Düsseldorf: Macroeconomics Policy Institute (IMK); Hans Boeckler Foundation, 2008. 41p. (Working Paper, 18)

HEIN, E.; VOGEL, L. Distribution and growth in France and Germany – single equation estimations and model simulations based on the Bhaduri/Marglin-model. **Review of Political Economy**, London, v. 21, n. 2, p. 245-72, Apr. 2009.

HEIN, E.; VOGEL, L. Distribution and growth reconsidered: empirical results for six OECD countries. **Cambridge Journal of Economics**, Nashville, v. 32, n. 3, p. 479-511, May. 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Ipeadata: base de dados macroeconômicos**. [Rio de Janeiro]: [19--?]. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 01 mar. 2010.

KAHN, R. Exercises in the analysis of growth. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 11, n. 2, p. 143-56, Jun. 1959.

KALDOR, N. Alternative theories of distribution. **The Review of Economic Studies**, Bristol, v.23, n.2, p.83-100, Jan. 1956.

KALDOR, N. A model of economic growth. **The Economic Journal**, St. Andrews, v.67, n. 268, p. 591-624, Dec. 1957.

KALECKI, M. **Selected essays on the dynamics of the capitalist economy 1933-1970**. Cambridge: Cambridge University Press, 1971. 193p.

LEE, J.; STRAZICICH, M. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.85, n. 4, p.1082-89, Nov. 2003.

LEE, J.; STRAZICICH, M. **Minimum LM unit root test with one structural break**. Boone: Appalachian State University, 2004. 16p. (Working Paper, 04-17)

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer Verlag, 2005. 764p.

MARGLIN, S. Growth, distribution and inflation: a centennial synthesis. **Cambridge Journal of Economics**, London, v.8, n. 2, p.115-144, Apr. 1984.

MARGLIN, S. Lessons of the golden age: an overview. In: MARGLIN, S.; SCHOR, J. (Orgs.) **The golden age of capitalism: reinterpreting the postwar experience**. New York: Oxford University Press, 1990. p.1-38.

MARGLIN, S.; BHADURI, A. Profit squeeze and Keynesian theory. In: MARGLIN, S.; SCHOR, J. (Orgs.) **The golden age of capitalism: reinterpreting the postwar experience**. New York: Oxford University Press, 1990. p.153-86.

MARQUETTI, A.; MALDONADO-FILHO, E.; LAUTERT, V. The rate of profit in Brazil, 1953-2003. **The Review of Radical Political Economics**, Thousand Oaks, v. 42, n. 4, p. 485-504, Dec. 2010.

MESQUITA, R.; MARQUETTI, A. **Estimativa do estoque de capital fixo na economia brasileira: 1950-2003**. Porto Alegre: Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, 2005. (Texto para discussão PPGE) *apud* MARQUETTI, A.; MALDONADO-FILHO, E.; LAUTERT, V. The rate of profit in Brazil, 1953-2003. **The Review of Radical Political Economics**, Thousand Oaks, v. 42, n. 4, p. 485-504, Dec. 2010.

MORANDI, L.; REIS, E. Estoque de capital fixo no Brasil, 1950-2002. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 32., 2004, João Pessoa. **Anais eletrônicos...** Joao Pessoa: ANPEC, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A042.pdf>>. Acesso em: 15 mar. 2010.

NAASTEPAD, C. Technology, demand and distribution: a cumulative growth model with an application to the Dutch productivity growth slowdown. **Cambridge Journal of Economics**, London, v. 30, n. 3, p.403–34, May. 2006.

NAASTEPAD, C.; STORM, S. OECD demand regimes (1960-2000). **Journal of Post Keynesian Economics**, Armonk, v. 29, n.2, p.211–46, Jan. 2007.

NELL, E. Jean Baptiste Marglin: a comment on 'Growth, distribution and inflation'. **Cambridge Journal of Economics**, London, v.9, n.2, p.173-78, Abr. 1985.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT – OECD. **OECD.Stat Extracts**. [S.l]: [19--?]. Disponível em: <<http://stats.oecd.org/index.aspx>>. Acesso em: 15 mar. 2010.

ONARAN, Ö.; STOCKHAMMER, E. Do profits affect investment and employment? An empirical test based on the Bhaduri-Marglin model. In: HEIN, E.; HEISE, A.; TRUGER, A. (Orgs.) **Wages, employment, distribution and growth: International Perspectives**. Basingstoke: Macmillan, 2006. p.206–22.

ONARAN, Ö.; STOCKHAMMER, E. The effect of distribution on accumulation, capacity utilization and employment: testing the wage-led hypothesis for Turkey. In: HOLT, R.; PRESSMAN, S. (Orgs.) **Empirical Post Keynesian Economics: Looking at the Real World**. Armonk: M. E. Sharpe, 2007. p.277-304.

ONARAN, Ö.; STOCKHAMMER, E. Two different export-oriented growth strategies: accumulation and distribution in Turkey and in South Korea. **Emerging Markets Finance and Trade**, Edwardsville, v.41, n.1, p.65-89, Jan. 2005.

PASINETTI, L. Rate of profit and income distribution in relation to the rate of economic growth. **The Review of Economic Studies**, Bristol, v.29, n. 4, p.267-79, Oct. 1962.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, Chicago, v.57, n.6, p.1361-1401, Nov. 1989.

ROBINSON, J. **Essays in the theory of economic growth**. London: Macmillan, 1964. 137p.

ROWTHORN, R. Demand, real wages and economic growth. **Thames Papers in Political Economy**, Londres, p.1-39, Autumn. 1981.

SAID, S.; DICKEY, D. Testing for unit root in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, London, v.71, n.3, p.599-607, Dec. 1984.

SETTERFIELD, M.; CORNWALL, J. A neo-Kaldorian perspective on the rise and decline of the golden age. In: SETTERFIELD, M. (Org.) **The economics of demand-led growth: challenging the supply-side view of the long-run**. Northampton: Edward Elgar, 2002. p.67-86.

SHAPIRO, M.; WATSON, M. **Sources of business cycle fluctuations**. Cambridge: NBER, 1988. 60p. (Working Paper, 2589).

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

SIMS, C. Are forecasting models usable for policy analysis?. **Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis**, Minnesota, v.10, n. 1, p.2-16, Winter, 1986.

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

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 70, n. 1, p.65-94, Feb. 1956.

STEINDL, J. **Maturity and stagnation in American capitalism**. New York: Monthly Review Press, 1952. 248p.

STEINDL, J. Stagnation theory and stagnation policy. **Cambridge Journal of Economics**, London, v. 3, n.1, p.1-14, Mar. 1979.

STOCK, J. Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors. **Econometrica**, Chicago, v.55, n.5, p.1035-56, Sep. 1987.

STOCKHAMMER, E.; EDERER, S. Demand effects of the falling wage share in Austria. **Empirica**, Viena, v. 35, n. 5, p. 481-502, Dec. 2008.

STOCKHAMMER, E.; HEIN, E.; GRAFL, L. **Globalization and the effects of changes in functional income distribution on aggregate demand in Germany**. Vienna : Vienna University of Economics and Business Administration, 2007. 45p. (Working Paper, 114)

STOCKHAMMER, E.; ONARAN, Ö. Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a post-Keynesian macro model. **Structural Change and Economic Dynamics**, Amsterdam, v.15, n.4, p.421-47, Dec. 2004.

STOCKHAMMER, E.; ONARAN, Ö.; EDERER, S. Functional Income Distribution and Aggregate Demand in the Euro-area. **Cambridge Journal of Economics**, London, v.33, n.1, p.139-59, Mar. 2009.

STOCKHAMMER, E.; STEHRER, R. **Goodwin or Kalecki in demand? Functional income distribution and aggregate demand in the short run**. Amherst: Political Economy Research Institute (PERI); University of Massachusetts Amherst, 2009. 33p. (Working Paper, 203)

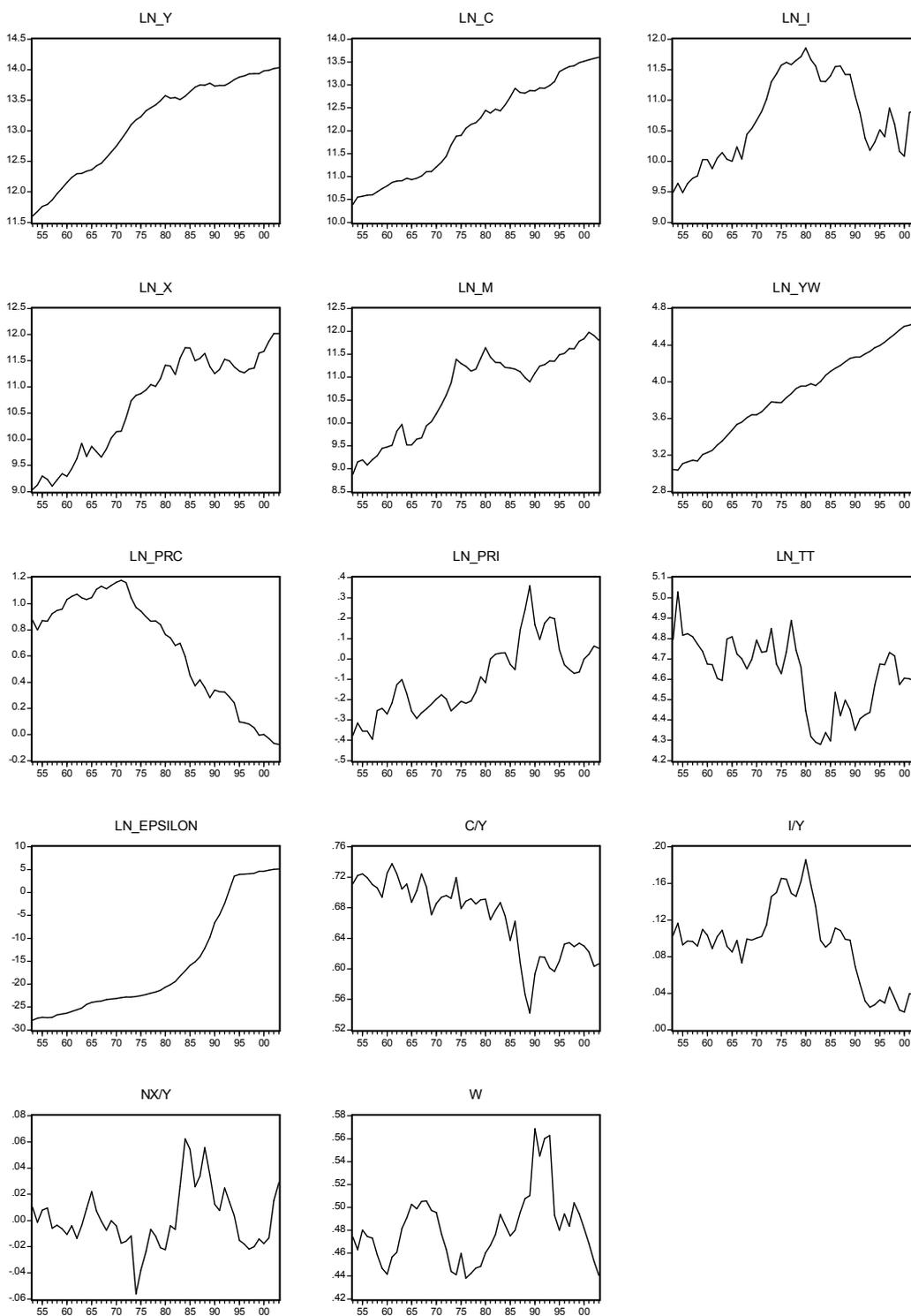
SWAN, T. Economic growth and capital accumulation. **The Economic Record**, St. Andrews, v. 32, n. 2, p. 334-61, Nov. 1956.

TAYLOR, L. **Income distribution, inflation, and growth: lectures on structuralist macroeconomic theory**. Cambridge: The MIT Press, 1991. 290p.

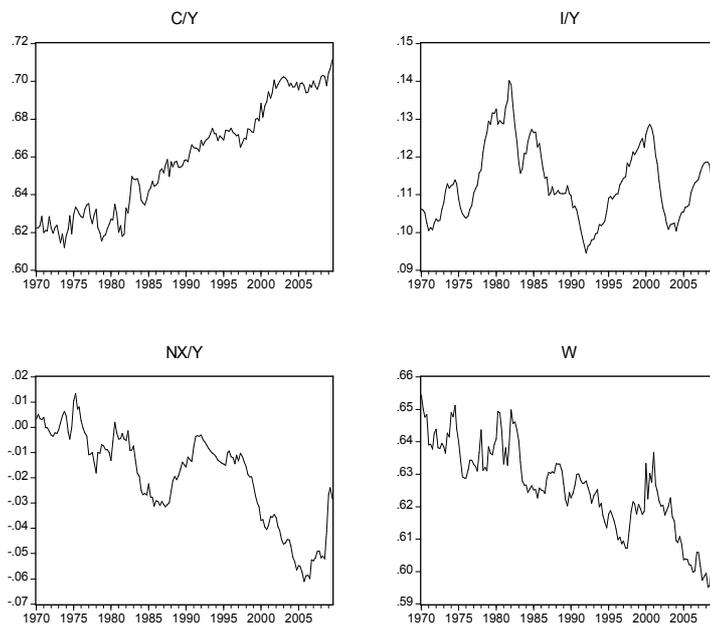
ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, Washington, v.10, n.3, p.251-70, Jul. 1992.

## ANEXO 1

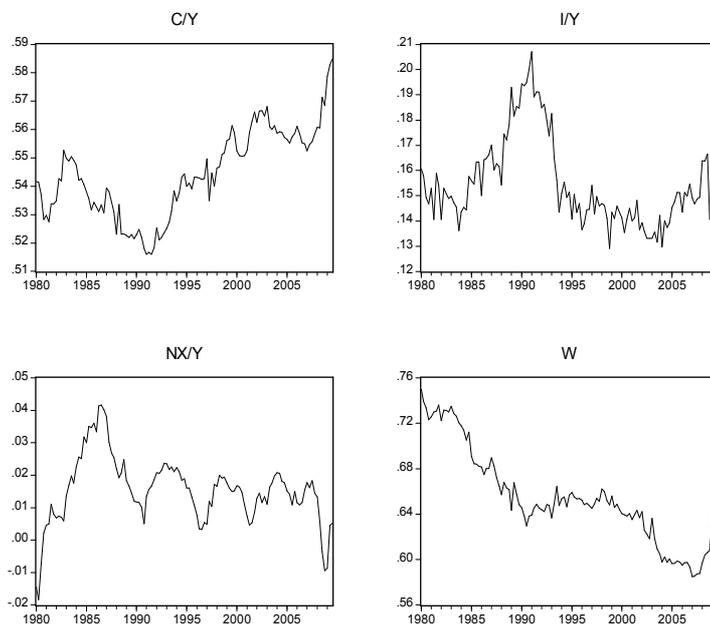
GRÁFICO A 1 – Trajetórias das séries para o Brasil, 1953-2003



**GRÁFICO A 2 – Trajetórias das séries para os Estados Unidos, 1970:1-2009:3**



**GRÁFICO A 3 – Trajetórias das séries para o Japão, 1980:1-2009:3**



## ANEXO 2

TABELA A 1 – Modelo VAR estimado para os Estados Unidos

	$\omega^{EU}$	$I/Y^{EU}$	$C/Y^{EU}$	$NX/Y^{EU}$
$\omega^{EU}(-1)$	0,800 [8,289]	-0,141 [-2,829]	0,103 [1,043]	0,209 [2,538]
$\omega^{EU}(-2)$	0,189 [1,525]	0,179 [2,782]	0,008 [0,062]	-0,170 [-1,601]
$\omega^{EU}(-3)$	-0,193 [-1,480]	-0,046 [-0,689]	-0,082 [-0,617]	0,002 [0,0195]
$\omega^{EU}(-4)$	0,059 [0,596]	-0,019 [-0,379]	-0,073 [-0,727]	-0,020 [-0,244]
$I/Y^{EU}(-1)$	-0,061 [-0,343]	1,176 [12,859]	-0,560 [-3,107]	-0,065 [-0,428]
$I/Y^{EU}(-2)$	-0,096 [-0,367]	-0,028 [-0,203]	0,192 [0,716]	0,220 [0,979]
$I/Y^{EU}(-3)$	0,477 [1,737]	-0,161 [-1,132]	0,832 [2,973]	-0,114 [-0,486]
$I/Y^{EU}(-4)$	-0,266 [-1,444]	-0,031 [-0,325]	-0,385 [-2,049]	-0,069 [-0,437]
$C/Y^{EU}(-1)$	-0,178 [-1,881]	-0,075 [-1,539]	0,596 [6,166]	-0,044 [-0,540]
$C/Y^{EU}(-2)$	-0,019 [-0,171]	-0,080 [-1,371]	0,155 [1,348]	0,000 [-0,005]
$C/Y^{EU}(-3)$	0,003 [0,0220]	0,075 [1,254]	0,125 [1,065]	0,134 [1,352]
$C/Y^{EU}(-4)$	0,143 [1,400]	0,062 [1,169]	0,125 [1,206]	-0,107 [-1,225]
$NX/Y^{EU}(-1)$	-0,134 [-1,254]	-0,166 [-3,003]	-0,028 [-0,255]	1,225 [13,378]
$NX/Y^{EU}(-2)$	0,001 [0,007]	0,116 [1,402]	0,017 [0,101]	-0,347 [-2,525]
$NX/Y^{EU}(-3)$	0,131 [0,812]	0,066 [0,790]	-0,009 [-0,056]	0,226 [1,630]
$NX/Y^{EU}(-4)$	0,021 [0,193]	-0,014 [-0,252]	0,050 [0,451]	-0,164 [-1,779]
Constante	0,119 [2,480]	0,035 [1,422]	0,019 [0,393]	0,000 [0,002]
R2 ajustado	0,923325	0,962993	0,981882	0,96818

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Estatísticas-t em colchetes.

**TABELA A 2 – Raízes inversas do polinômio AR do VAR para os Estados Unidos**

Raiz	Módulo
0,999459	0,999459
0,911744 - 0,058817i	0,91364
0,911744 + 0,058817i	0,91364
0,879145	0,879145
0,638704 - 0,181191i	0,663907
0,638704 + 0,181191i	0,663907
-0,594783 - 0,211920i	0,631408
-0,594783 + 0,211920i	0,631408
-0,268473 - 0,554266i	0,615864
-0,268473 + 0,554266i	0,615864
-0,050988 - 0,563284i	0,565587
-0,050988 + 0,563284i	0,565587
0,320788 - 0,395290i	0,509076
0,320788 + 0,395290i	0,509076
0,363395	0,363395
-0,359582	0,359582

Fonte: Elaboração própria.

**TABELA A 3 – Teste LM para a presença de autocorrelação nos resíduos do VAR dos Estados Unidos**

Defasagem	Estatística LM	p-valor
1	23,251	0,107
2	17,122	0,378
3	25,776	0,057
4	21,817	0,149
5	8,097	0,946
6	22,583	0,125
7	25,606	0,060
8	11,267	0,793
9	22,585	0,125
10	15,146	0,514
11	16,345	0,429
12	8,732	0,924

Fonte: Elaboração própria.

**TABELA A 4 – Teste Jarque-Bera para normalidade dos resíduos no VAR dos Estados Unidos**

Componente	Assimetria	Chi-quadrado	Graus de liberdade	p-valor
1	0,351	3,303	1	0,069
2	-0,177	0,838	1	0,360
3	0,167	0,746	1	0,388
4	0,449	5,405	1	0,020
Conjunto		10,293	4	0,036
Componente	Curtose	Chi-quadrado	Graus de liberdade	p-valor
1	3,352	1,082	1	0,298
2	4,148	10,005	1	0,002
3	2,582	1,026	1	0,311
4	3,753	4,454	1	0,035
Conjunto		16,568	4	0,002
Componente	Jarque-Bera		Graus de liberdade	p-valor
1	4,386		2	0,112
2	10,844		2	0,004
3	1,773		2	0,412
4	9,859		2	0,007
Conjunto	410,262		55	0,000

Fonte: Elaboração própria.

**TABELA A 5 – Teste de White para heterocedasticidade no VAR dos Estados Unidos**

Teste conjunto					
Chi-quadrado	Graus de liberdade	p-valor			
1528,395	1520	0,435			
Componentes individuais					
Dependente	R2	F(152,2)	p-valor	Chi-quadrado (152)	p-valor
res1*res1	0,979	0,622	0,796	151,789	0,490
res2*res2	0,991	1,494	0,487	153,647	0,447
res3*res3	0,974	0,499	0,861	151,022	0,507
res4*res4	0,999	11,879	0,081	154,829	0,421
res2*res1	0,990	1,287	0,539	153,431	0,452
res3*res1	0,963	0,347	0,941	149,340	0,546
res3*res2	0,993	1,897	0,409	153,932	0,441
res4*res1	0,911	0,135	0,999	141,215	0,724
res4*res2	0,999	9,653	0,098	154,789	0,422
res4*res3	0,998	6,096	0,151	154,666	0,425

Fonte: Elaboração própria.

**TABELA A 6 – Modelo VAR estimado para o Japão**

	$\omega^{JP}$	$I/Y^{JP}$	$C/Y^{JP}$	$NX/Y^{JP}$
$\omega^{JP}(-1)$	0,593 [6,015]	-0,069 [-0,745]	0,116 [2,228]	0,042 [0,947]
$\omega^{JP}(-2)$	0,192 [1,674]	-0,045 [-0,414]	0,020 [0,323]	-0,029 [-0,570]
$\omega^{JP}(-3)$	0,162 [1,627]	0,087 [0,926]	-0,153 [-2,906]	0,010 [0,216]
$I/Y^{JP}(-1)$	-0,096 [-0,907]	0,540 [5,458]	-0,127 [-2,284]	-0,077 [-1,632]
$I/Y^{JP}(-2)$	0,086 [0,690]	0,192 [1,639]	0,061 [0,927]	0,033 [0,593]
$I/Y^{JP}(-3)$	-0,053 [-0,509]	0,068 [0,697]	-0,010 [-0,176]	0,081 [1,726]
$C/Y^{JP}(-1)$	0,089 [0,462]	-0,595 [-3,278]	0,687 [6,743]	0,018 [0,207]
$C/Y^{JP}(-2)$	0,167 [0,668]	0,237 [1,014]	0,350 [2,668]	-0,057 [-0,513]
$C/Y^{JP}(-3)$	-0,441 [-2,185]	0,153 [0,809]	-0,138 [-1,298]	0,095 [1,049]
$NX/Y^{JP}(-1)$	-0,375 [-1,676]	-0,247 [-1,174]	-0,072 [-0,611]	1,040 [10,359]
$NX/Y^{JP}(-2)$	0,260 [0,785]	0,220 [0,709]	0,040 [0,228]	0,040 [0,269]
$NX/Y^{JP}(-3)$	-0,035 [-0,154]	0,036 [0,169]	0,001 [0,004]	-0,175 [-1,739]
Constante	0,145 [1,763]	0,159 [2,057]	0,079 [1,828]	-0,049 [-1,321]
R2 ajustado	0,965	0,846	0,939	0,873

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Estatísticas-t em colchetes.

**TABELA A 7 – Raízes inversas do polinômio AR do VAR para o Japão**

Raiz	Módulo
0.999362	0.999362
0.922272	0.922272
0.80655	0.80655
0.719600 - 0.116130i	0.72891
0.719600 + 0.116130i	0.72891
-0.58095	0.580946
-0.258007 - 0.500167i	0.562792
-0.258007 + 0.500167i	0.562792
0.550587	0.550587
-0.39361	0.39361
-0.183802 - 0.187263i	0.262394
-0.183802 + 0.187263i	0.262394

Fonte: Elaboração própria.

**TABELA A 8 – Teste LM para a presença de autocorrelação nos resíduos do VAR do Japão**

Defasagem	Estatística LM	p-valor
1	17,631	0,346
2	21,311	0,167
3	14,461	0,564
4	25,504	0,061
5	14,067	0,594
6	20,207	0,211
7	23,327	0,105
8	16,660	0,408
9	8,144	0,944
10	21,097	0,175
11	13,885	0,607
12	19,334	0,252

Fonte: Elaboração própria.

**TABELA A 9 – Teste Jarque-Bera para normalidade dos resíduos no VAR do Japão**

Componente	Assimetria	Chi-quadrado	Graus de liberdade	p-valor
1	0,359	2,491	1	0,115
2	-0,279	1,510	1	0,219
3	-0,296	1,690	1	0,194
4	0,108	0,226	1	0,634
Conjunto		5,917	4	0,205
Componente	Curtose	Chi-quadrado	Graus de liberdade	p-valor
1	2,645	0,611	1	0,435
2	2,286	2,464	1	0,116
3	2,949	0,013	1	0,910
4	2,653	0,583	1	0,445
Conjunto		3,671	4	0,452
Componente	Jarque-Bera		Graus de liberdade	p-valor
1	3,101		2	0,212
2	3,974		2	0,137
3	1,703		2	0,427
4	0,810		2	0,667
Conjunto	9,588		8	0,295

Fonte: Elaboração própria.

**TABELA A 10 – Teste de White para heterocedasticidade no VAR do Japão**

Teste conjunto					
Chi-quadrado	Graus de liberdade	p-valor			
987,660	900,000	0,022			
Componentes individuais					
Dependente	R2	F(90,25)	p-valor	Chi-quadrado (90)	p-valor
res1*res1	0,867	1,804	0,047	100,525	0,210
res2*res2	0,788	1,031	0,487	91,376	0,440
res3*res3	0,888	2,208	0,013	103,039	0,164
res4*res4	0,887	2,183	0,014	102,906	0,166
res2*res1	0,848	1,555	0,105	98,417	0,255
res3*res1	0,919	3,162	0,001	106,632	0,111
res3*res2	0,873	1,917	0,033	101,317	0,195
res4*res1	0,879	2,018	0,024	101,966	0,183
res4*res2	0,918	3,119	0,001	106,513	0,113
res4*res3	0,864	1,771	0,053	100,273	0,215

Fonte: Elaboração própria.