

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Crescimento e a Distribuição Funcional da Renda no Brasil  
(1952-2011)

JOANA DAVID AVRITZER

Rio de Janeiro

2015

Joana David Avritzer

**Crescimento e a Distribuição Funcional da Renda no Brasil  
(1952-2011)**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Fabio N. P. Freitas

Coorientadora: Profa. Dra. Julia de Medeiros Braga

Rio de Janeiro

2015

## FICHA CATALOGRÁFICA

A963 Avritzer, Joana David.

Crescimento e a distribuição funcional da renda no Brasil (1952-2011) / Joana David  
Avritzer. – 2015.

112 f. ; 31 cm.

Orientador: Fabio Neves Perácio de Freitas.

Co-orientadora: Júlia de Medeiros Braga

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia,  
Programa de Pós-Graduação em Economia, 2015.

Bibliografia: f. 106-112.

1. Teoria do crescimento econômico. 2. Distribuição funcional da renda. 3. Economia brasileira. I. Freitas, Fabio Neves Perácio de, orient. II. Braga, Julia de Medeiros, coorient. III. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. IV. Título.

JOANA DAVID AVRITZER

**Crescimento e a Distribuição Funcional da Renda no Brasil (1952-  
2011)**

Banca Examinadora:

---

Prof. Dr. Fabio N.P. Freitas (UFRJ-Orientador)

---

Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Julia de Medeiros Braga (UFF- Coorientadora)

---

Prof. Dr. Frederico Gonzaga Jayme Jr. (UFMG)

---

Prof. Dr. Carlos Pinkusfeld ( UFRJ)

## Agradecimentos

Agradeço, primeiramente, ao meu orientador, Fabio, quem me explicou com muita paciência boa parte da teoria macroeconômica contida neste trabalho, e à minha coorientadora, Julia, que muito me auxiliou no trabalho empírico. Agradeço também a todos os professores da UFRJ e da UFMG que participaram da minha formação nesses últimos sete anos. Em especial agradeço aos professores Fred, Duda e Getulio, que contribuíram ainda para os passos futuros.

Em segundo lugar agradeço aos meus pais e avós por todo suporte, carinho e compreensão nos momentos difíceis desse processo. Em especial quero agradecer à minha mãe que tornou grande parte da revisão da literatura possível. Agradeço também à minha família carioca, as moradoras da Avenida Oswaldo Cruz 103, Lulu e Pati, que me acompanharam durante todo o mestrado, e à Neia, que a cada duas semanas tornava a nossa casa um ambiente ainda mais agradável.

Em terceiro lugar gostaria de agradecer a todas as amigas e todos os amigos que fizeram parte dessa experiência carioca maravilhosa. Em especial às meninas ieié, Camilinha, Lari, Carlinha, Gabi Freitas, Ju Guerra, Gabi Goulart, Rosa, Bebel, Ju's, entre outras, com as quais vivi os melhores momentos no Rio. Agradeço ainda aos meus colegas de sala e companheiros da zoeira, dentro das minhas possibilidades, Rodi, Brunão, Johnny, Vitão, Lucas, Zé e Gabriel, entre outros, que fizeram parte dessa grande família que o PPGE foi para mim nos últimos anos. É impossível citar nominalmente todas as pessoas do PPGE e agregados que marcaram esses últimos dois anos e meio, mas ainda assim gostaria de agradecer a cada uma delas pela experiência maravilhosa que foi o mestrado, a UFRJ e o Rio.

Por fim, gostaria de agradecer aos provedores de café, seu Antônio e Rafa, além dos companheiros de pausa para o café, Faustinho, Carol, Fabio, entre outros “moradores” da salinha, sem os quais essa dissertação jamais teria chegado ao seu fim.

## Resumo

Este trabalho tem por objetivo estudar a relação entre crescimento econômico e a distribuição funcional da renda no Brasil entre 1952 e 2011 de um ponto de vista heterodoxo. Dentro desse objetivo o trabalho foi dividido em três capítulos. Um primeiro que apresenta uma revisão dos principais modelos teóricos que desde a segunda metade do século XX tentam entender a relação entre essas duas variáveis. Um segundo que apresenta a revisão dos estudos empíricos feitos sobre a relação crescimento e distribuição seguindo os modelos apresentados no primeiro capítulo. E um último capítulo que apresenta um trabalho empírico próprio de estimação da relação entre essas variáveis para a economia brasileira. Assim, o primeiro capítulo apresenta a revisão teórica e conclui que em todos os modelos estudados – Cambridge, neo-Kaleckianos e do supermultiplicador – existe uma relação direta da participação dos salários na renda para o produto total de uma economia, que ocorre via modificações nos componentes da demanda. No entanto, para além deste efeito nível, nos modelos neo-Kaleckianos está previsto ainda a existência de uma relação causal da participação dos salários na renda para a taxa de crescimento da economia. Já o modelo de Cambridge prevê ainda uma relação causal negativa da taxa de crescimento da renda para a participação dos salários na renda, relação essa necessária ao fechamento teórico do modelo. Para a revisão empírica o que se encontrou foram basicamente estimações do modelo neo-Kaleckiano, para as diferentes economias mundiais. No entanto, apesar de todos os trabalhos empíricos apresentados no segundo capítulo tomarem por base os modelos desenvolvidos por Marglin e Bhaduri (1990), não foi encontrado nessa literatura um resultado estimado significativo para a relação entre a variável distributiva e a taxa de crescimento da economia. Os resultados obtidos corroboram apenas a hipótese de que a distribuição funcional da renda apresenta um efeito nível sobre a demanda agregada. Efeito esse, que, no entanto, seria esperado por qualquer um dos três modelos descritos no primeiro capítulo. Por fim, no terceiro capítulo é apresentado um trabalho empírico próprio para a economia brasileira com dados para a renda, o investimento em máquinas e equipamentos e a participação dos salários na renda entre 1952 e 2011. A variável investimento foi incluída no trabalho empírico porque é através dela que, no modelo neo-Kaleckiano, a distribuição funcional da renda afeta o crescimento econômico. Neste trabalho não foi possível estimar uma relação empírica significativa para a variável distributiva e a taxa de crescimento da economia. A única relação estatisticamente significativa encontrada foi de um efeito nível com uma quebra estrutural de sinal em 1994.

## Abstract

This work aims to study the relationship between economic growth and the functional distribution of income in Brazil between 1952 and 2011 from a heterodox point of view. With this purpose this work was divided into three chapters. The first chapter presents a literature review of the main theoretical models which, since the second half of the twentieth century, have tried to understand the relationship between these two variables. The second chapter presents a review of the empirical works on growth and distribution following one of the models presented in the first chapter. Finally, in the third chapter we present our own empirical work for estimating the relationship between growth and the distribution of income for the Brazilian economy. Thus, the first chapter presents a review of the theoretical literature and concluded that in all studied models - Cambridge, neo- Kaleckian and supermultiplier - there is a direct relation from the wage share to the total output of an economy, which occurs via changes in the components of demand. However, beyond this level effect, neo-Kaleckian models also predict that there is a causality relationship from workers income share to economic growth. Moreover, the Cambridge model predicts a negative causality relationship from income growth rate to the wage share, this is a necessary relationship to the theoretical closure of the model. For the empirical review we found mainly estimates of the neo-Kaleckian model. However, despite the fact that all empirical studies presented in chapter were based on the models developed by Marglin and Bhaduri (1990), we could not find in the literature a significantly estimated relationship from wage share to economic growth. The results found can only support the hypothesis of a level effect of the income distribution on aggregate demand. This effect, however, is expected in the closure of the three models described in the first chapter. Finally, the third chapter presents an empirical work for the Brazilian economy with data for income, investment in machinery and equipment and the wage share between 1952 and 2011. In this work it was not possible to estimate a significant empirical relationship from income shares to economic growth. The only statistically significant relationship was found to be a level effect with a structural break in 1994.

## Lista de siglas

ADF – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado

AIC – Critério de Informação de Akaike para a escolha da defasagem VAR

CCR – Regressão de Cointegração Canônica

DF-GLS – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller GLS

DOLS – Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos

ERS – Teste de raiz unitária de Elliott-Rothenberg-Stock

FM-OLS – Mínimos Quadrados Ordinários Modificados Plenamente

FPE – Critério de Informação de Erro de Previsão Final para a escolha da defasagem VAR

GH – Teste de cointegração de Gregory Hansen

GLS – Mínimos Quadrados Generalizados

HQ – Critério de Informação de Hannan-Quinn para a escolha da defasagem VAR

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

KPSS – Teste de raiz unitária de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

LR – Critérios de Informação de Modificações Sequenciais da Estatística de Teste LR para a escolha da defasagem VAR

LS – Teste de raiz unitária de Lee-Strazicich

LST – Teste de cointegração de Lütkepohl, Saikkonen e Trenkler

PIB – Produto Interno Bruto

PP – Teste de raiz unitária de Phillips Perron

SC – Critério de Informação de Schwarz para a escolha da defasagem VAR

SCN – Sistema de Contas Nacionais

VAR – Vetores Autoregressivos

ZA – Teste de raiz unitária de Zivot Andrews



## Lista de variáveis

$g_t$  – Taxa efetiva de crescimento da renda real do tempo  $t - 1$  para o tempo  $t$ ;

$g_t^n$  – Taxa de crescimento natural da renda do tempo  $t - 1$  para o tempo  $t$

$g_t^g$  – Taxa de crescimento garantido da renda (Harrod);

$Y_t$  – Renda real no tempo  $t$ ;

$Y_t^p$  – Produto potencial real no tempo  $t$ ;

$u_t$  – Grau de utilização da capacidade produtiva no tempo  $t$ ;

$D_t$  – Demanda agregada real no tempo  $t$ ;

$P_t$  – Nível de preços no tempo  $t$ ;

$C_t^W$  – Consumo real dos trabalhadores no tempo  $t$ ;

$C_t^\Pi$  – Consumo real dos capitalistas no tempo  $t$ ;

$c_t^k$  – Participação do consumo capitalista na renda no tempo  $t$ ;

$I_t$  – Investimento real no tempo  $t$ ;

$\omega_t$  – Participação dos salários na renda no tempo  $t$ ;

$\lambda_t$  – Coeficiente técnico trabalho-produto;

$W_t^r$  – Massa de salário real no tempo  $t$ ;

$W_t^n$  – Massa de salário nominal no tempo  $t$ ;

$w_t^r$  – Taxa de salário nominal do tempo  $t$ ;

$w_t^n$  – Taxa de salário nominal do tempo  $t$ ;

$L_t$  – Quantidade de horas de trabalho empregado no tempo  $t$ ;

$S_t$  – Poupança real no tempo  $t$ ;

$K_t$  – Estoque de capital real no tempo  $t$ ;

$\Pi_t$  – Massa de lucros reais no tempo  $t$ ;

$Z_t$  – Gastos improdutivos reais no tempo  $t$ ;

$z_t$  – Participação dos gastos improdutivos na renda no tempo  $t$ ;

$\pi_t$  – Participação dos lucros na renda no tempo  $t$ ;

$\varphi_t$  – Multiplicador keynesiano no tempo  $t$ ;

$r_t$  – Taxa de lucro no tempo  $t$ ;

$g_t^s$  – Investimento realizado sobre o estoque de capital no tempo  $t$ ;

$g_t^i$  – Função demanda por investimento dividido pelo estoque de capital no tempo  $t$ ;

$e_t$  – Taxa de emprego no tempo  $t$ ;

$H_t$  – Oferta de horas de trabalho empregadas no tempo  $t$ ;  
 $h_t$  – Sensibilidade do investimento no tempo  $t$ ;  
 $ED_t$  – Função de excesso de demanda no tempo  $t$ ;  
 $NX_t$  – Exportações líquidas no tempo  $t$ ;  
 $i_t$  – Taxa de juros real no tempo  $t$ ;  
 $C_t^p$  – Consumo normalizado pelo produto potencial no tempo  $t$ ;  
 $I_t^p$  – Investimento normalizado pelo produto potencial no tempo  $t$ ;  
 $S_t^p$  – Poupança normalizada pelo produto potencial no tempo  $t$ ;  
 $NX_t^p$  – Exportações líquidas normalizadas pelo produto potencial no tempo,  $t$ ;  
 $P_t^k$  – Nível de preços do estoque de capital no tempo  $t$ ;  
 $C_t$  – Consumo total (trabalhadores e capitalistas) real no tempo  $t$ ;  
 $Z_t^I$  – Variáveis exógenas que determinam o investimento no tempo  $t$ ;  
 $Z_t^{NX}$  – Variáveis exógenas que determinam as exportações líquidas no tempo  $t$ ;  
 $Z_t^G$  – Variáveis exógenas que determinam os gastos do governo no tempo  $t$ ;  
 $Z_t^p$  – Variáveis exógenas que determinam o nível de preços no tempo  $t$ ;  
 $EX_t$  – Exportações reais no tempo  $t$ ;  
 $IM_t$  – Importações reais no tempo  $t$ ;  
 $rer_t$  – Taxa real de câmbio no tempo  $t$ ;  
 $Y_t^M$  – Renda mundial real no tempo  $t$ ;  
*Observações sobre as variáveis:*  
 $X_{t-i}$  – Denota que a variável  $X$  foi defasada em  $i$  períodos em relação ao tempo  $t$ ;  
 $\dot{X}$  – Denota uma variação na variável  $X$ ;  
 $\Delta X_t$  – Denota a diferença de variação na variável  $X$  do tempo  $t - 1$  para o tempo  $t$ ;  
 $\bar{X}$  – Denota que a variável  $X$ , qualquer, é considerada exógena e constante;  
 $X$  – Sem o subscrito, denota que a variável  $X$  é exógena;  
 $X^*$  – Denota o valor de equilíbrio de uma variável  $X$ , qualquer;  
 $\Delta \ln(X_t)$  – Denota a primeira diferença do logaritmo de uma variável;  
 $g_t^X$  – Denota a taxa de crescimento da variável  $X$ ;

*Constantes:*

$v$  – Coeficiente técnico capital-produto;

$\delta$  – Taxa de depreciação do capital;

$c_\pi$  – Propensão marginal a consumir dos capitalistas;

$c_\omega$  – Propensão marginal a consumir dos trabalhadores;

$s_\pi$  – Propensão marginal a poupar dos capitalistas;

$s_\omega$  – Propensão marginal a poupar dos trabalhadores;

$s$  – Propensão marginal a poupar da economia como um todo.

$\mu$  – Mark-up;

$f_\pi$  – Derivada parcial da função de demanda por investimento em relação a  $\pi$ ;

$f_u$  – Derivada parcial da função de demanda por investimento em relação a  $u$ ;

$f_0, f_1, f_2$  – Parâmetros da função investimento (quando não exógena): intercepto, efeito lucro, efeito atividade econômica;

$u_n$  – Grau de utilização normal da capacidade produtiva;

$ED_w$  – Derivada do excesso de demanda em relação a  $w^r$ ;

$ED_e$  – Derivada do excesso de demanda em relação a  $e^*$ ;

$ED_u$  – Derivada do excesso de demanda em relação a  $u^*$

$ED_\pi$  – Derivada do excesso de demanda em relação a  $\pi$ ;

*Parâmetros adicionais usados na estimação:*

$I_0, I_1, I_2, I_3, I_4, I_5$  – Coeficientes estimados para a função de demanda por investimento, respectivamente: o intercepto, o efeito da variável distributiva, o efeito nível de atividade da economia, o efeito do comportamento do investimento em períodos passados, o efeito da taxa de câmbio e o efeito da taxa de juros;

$S_0, S_1, S_2$  – Coeficientes estimados para a função poupança, respectivamente: o intercepto, o efeito da variável distributiva, o efeito do nível de atividade da economia;

$NX_0, NX_1, NX_2, NX_3, NX_4$  – Coeficientes estimados para as exportações líquidas, respectivamente: intercepto, efeito da variável distributiva, o efeito da atividade da economia doméstica, o efeito da taxa de câmbio e o efeito da atividade econômica mundial;

$h_1, h_2$  – Coeficientes calculados para a estimação de um efeito da variável distributiva sobre o nível de atividade da economia;

$C_0, C_1, C_2$  – Coeficientes estimados para a função consumo, respectivamente: o intercepto, o efeito da variável distributiva e o efeito nível de atividade econômica.

## Sumário

Lista de siglas .....	5
Lista de variáveis .....	6
Lista de Tabelas .....	11
Lista de Gráficos.....	13
Introdução.....	14
<b>Capítulo 1</b> - As teorias de crescimento econômico e a distribuição funcional da renda .....	16
1.1 - Os modelos de crescimento de Cambridge .....	19
1.1.1 – O papel do princípio da demanda efetiva na teoria de Cambridge.....	19
1.1.2 – O modelo de Cambridge.....	22
1.2 - Os modelos neo-Kaleckianos .....	25
1.2.1 – O princípio da demanda efetiva na versão tradicional .....	26
1.2.2 – O modelo neo-Kaleckiano com investimento exógeno.....	27
1.2.3 – O modelo neo-Kaleckiano com investimento como componente induzido.....	30
1.2.4 – Demanda <b>Wage-Led</b> e crescimento <b>Wage-Led</b> no modelo neo-Kaleckiano com investimento como componente induzido .....	32
1.2.5 – O modelo neo-Kaleckiano à la Marglin e Bhaduri (1990) .....	35
1.3 – O modelo do supermultiplicador .....	38
1.3.1 – A importância dos gastos autônomos no modelo do supermultiplicador.....	42
1.4 – Conclusão da revisão teórica: os modelos de crescimento e a distribuição funcional da renda .....	44
<b>Capítulo 2</b> - A Revisão da Literatura Empírica sobre a Relação entre Crescimento e a Distribuição Funcional da Renda .....	48
2.1- Contextualização histórica e revisão empírica .....	48
2.2 - A revisão da literatura empírica de crescimento e distribuição. ....	49
2.2.1 – Os primeiros testes empíricos neo-Kaleckianos.....	50
2.2.2 – Estimação por intermédio dos componentes da demanda .....	54
2.2.3 – Estratégias alternativas de estimação .....	62
2.2.4 – Conclusão sobre os testes empíricos nos modelos neo-Kaleckianos.....	65
2.3- A Revisão da Literatura para a Economia Brasileira .....	67
2.3.1 – Os trabalhos empíricos neo-Kaleckianos .....	71
<b>Capítulo 3</b> – Crescimento e Distribuição da Renda no Brasil: um estudo empírico .....	73
3.1- Apresentação dos dados .....	73

3.2- A estimação do efeito direto de uma mudança na variável distributiva sobre a economia brasileira (efeito taxa).....	74
3.2.1 - Os testes para a escolha do modelo de estimação .....	75
3.2.2 - Os resultados do VAR (4) para o efeito taxa. ....	78
3.3 - Inserindo o investimento enquanto mecanismo de transmissão do modelo neo-Kaleckiano na estimação de um efeito taxa.....	80
3.3.1- Os resultados do VAR (4) com taxa de crescimento do investimento.....	83
3.4 – Estimação de uma relação entre o nível de renda e a variável distributiva (efeito nível) 87	
3.4.1 – Estimação de um VAR com a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ , e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda, $g\omega$ .....	90
3.4.2 – A regressão de cointegração para a renda em nível, $Y$ , o investimento em nível, $I$ e a participação dos salários na renda, $\omega$ . ....	94
3.5 – Estimação de quebras estruturais nas séries .....	96
3.6 – Os resultados obtidos no trabalho empírico .....	101
Conclusão .....	104
Referências .....	106

## Lista de Tabelas

Tabela 1.1 – Os tipos de resultados dos modelos neo-Kaleckianos .....	34
Tabela 1.2 – A relação entre crescimento e distribuição nos modelos de Cambridge, neo-Kaleckianos e do supermultiplicador .....	47
Tabela 2.1 - Os resultados dos modelos neo-Kaleckianos iniciais.....	54
Tabela 2.2 – Os resultados dos modelos neo-Kaleckianos atuais que estimam pelos componentes da demanda.....	61
Tabela 2.3 – Os demais trabalhos empíricos neo-Kaleckianos atuais.....	65
Tabela 3.1- Os dados de crescimento e distribuição. ....	73
Tabela 3.2 – Estatísticas descritivas das variáveis $\omega$ e $g$ .....	74
Tabela 3.3 – Testes de raiz unitária para as séries participação dos salários na renda, $\omega$ , e taxa de crescimento da economia, $g$ . ....	76
Tabela 3.4 – Critérios de informação para a escolha da defasagem do VAR para a participação dos salários na renda, $\omega$ , e para a taxa de crescimento da economia, $g$ .....	77
Tabela 3.5 – Testes sobre resíduos do VAR (1) e do VAR (4) estimados para a participação dos salários na renda, $\omega$ , e a taxa de crescimento econômico, $g$ .....	77
Tabela 3.6 – Testes de causalidade de Granger para a participação dos salários na renda, $\omega$ , e crescimento econômico, $g$ .....	79
Tabela 3.7 – Decomposição da variância do VAR (4) para a participação dos salários na renda, $\omega$ , e para a taxa de crescimento econômico, $g$ .....	80
Tabela 3.8 – Os modelos e a relação entre a taxa de crescimento do investimento e a taxa de crescimento da renda. ....	81
Tabela 3.9 – Testes de raiz unitária para a série de crescimento do investimento, $gI$ .....	82
Tabela 3.10 – Critérios de informação para a escolha da defasagem VAR para a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ , e a participação dos salários na renda, $\omega$ . ....	82
Tabela 3.11 – Testes sobre resíduos para o VAR (1) e o VAR (4) para a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ e a participação dos salários na renda, $\omega$ . ....	83
Tabela 3.12 – Testes de causalidade de Granger para a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ e a participação dos salários na renda, $\omega$ .....	84
Tabela 3.13 – Decomposição da variância para o sistema VAR (4) estimado para a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ e a participação dos salários na renda, $\omega$ . ....	85
Tabela 3.14 – Testes de raiz unitária para a série renda em nível.....	88

Tabela 3.15 – Testes de raiz unitária para a série crescimento da participação salarial na renda, $g\omega$ .....	88
Tabela 3.16 – Testes de raiz unitária para a série investimento em nível .....	89
Tabela 3.17 – Critérios de informação para a escolha da defasagem VAR com a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda, $g\omega$ .....	90
Tabela 3.18 – Testes sobre resíduos para o VAR (1) e o VAR (3) com a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda, $g\omega$ . .....	91
Tabela 3.19 – Testes de causalidade de Granger com a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda, $g\omega$ .....	92
Tabela 3.20 – Decomposição da variância para o sistema VAR (3) estimado com a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda, $g\omega$ .....	92
Tabela 3.21 – Regressões de cointegração para a renda em nível, $Y$ , o investimento em nível, $I$ , e a participação dos salários na renda, $\omega$ . .....	95
Tabela 3.22 – Testes de cointegração para a renda em nível, $Y$ , o investimento em nível, $I$ , e a participação dos salários na renda, $\omega$ .....	95
Tabela 3.23 – Resultado dos testes de raiz unitária com quebra estrutural para todas as séries	96
Tabela 3.24 – Testes de cointegração com quebra estrutural .....	97
Tabela 3.25 – Estimação dos coeficientes no teste de GH .....	98
Tabela 3.26 – Estimações com quebras estruturais .....	100
Tabela 3.27 – Resumos dos resultados estimados no trabalho empírico.....	102

## Lista de Gráficos

Gráfico 1.1 – O modelo de Cambridge .....	25
Gráfico 1.2- O modelo neo-Kaleckiano com investimento exógeno .....	30
Gráfico 1.3 – Modelo neo-Kaleckiano com investimento induzido.....	32
Gráfico 2.1-Efeito taxa e efeito nível positivos .....	67
Gráfico 2.2 – Produtividade do trabalho e salário real na economia brasileira (1953-2003)...	70
Gráfico 2.3 – Produtividade do trabalho e salário real na economia brasileira (1995-2013)...	70
Gráfico 3.1 - As séries de participação dos salários na renda, $\omega$ , e de crescimento econômico, $g$ .....	74
Gráfico 3.2 – A função de impulso resposta do sistema VAR (4) para a participação dos salários na renda, $\omega$ , e para a taxa de crescimento econômico, $g$ .....	79
Gráfico 3.3 – A série taxa de crescimento do investimento, $gI$ .....	81
Gráfico 3.4 – A função de impulso resposta para o sistema VAR (4) estimado para a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ e a participação dos salários na renda, $\omega$ . .....	86
Gráfico 3.5 – A série renda em nível, $Y$ .....	87
Gráfico 3.6 – A série investimento em nível, $I$ . .....	89
Gráfico 3.7 – Função impulso-resposta para o sistema VAR (3) estimado com a taxa de crescimento da renda, $g$ , a taxa de crescimento do investimento, $gI$ e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda, $g\omega$ .....	93



## Introdução

O objetivo deste trabalho é estudar a relação entre crescimento econômico e a distribuição de renda entre lucros e salários, o que se denota por distribuição funcional da renda. Mais ainda, este trabalho tem como propósito estudar a relação entre essas variáveis no caso brasileiro de um ponto de vista dito heterodoxo.

Com tal objetivo este trabalho está dividido em três capítulos para além desta introdução e uma conclusão. Um primeiro capítulo apresenta os trabalhos teóricos que desde a segunda metade do século XX tentam entender a relação entre essas duas variáveis, de uma forma alternativa à proposta pela visão neoclássica. Um segundo capítulo apresenta uma revisão dos trabalhos empíricos existentes para a relação crescimento e distribuição, seguindo os modelos apresentados no primeiro capítulo. Por último, em um terceiro capítulo foi realizado um trabalho empírico próprio de estimação da relação entre essas variáveis para a economia brasileira.

Para o Capítulo 1, o foco está nos modelos neo-Kaleckianos que são a principal base teórica para os trabalhos empíricos que, dentro da heterodoxia, estimam uma relação entre crescimento e distribuição. No entanto, considerou-se ainda interessante a inclusão na revisão teórica dos modelos de Cambridge e do supermultiplicador. Esses modelos, ainda que dentro de um contexto teórico heterodoxo, em que se assume válido o princípio da demanda efetiva, apresentam um fechamento teórico diferente para a relação crescimento e distribuição.

Em linhas gerais, para todos os modelos apresentados na revisão teórica existe uma relação direta da participação dos salários na renda para o produto total de uma economia, que ocorre via modificações nos componentes da demanda. No entanto, para além deste efeito nível o fechamento dos modelos neo-Kaleckianos prevê ainda a existência de uma relação causal da participação dos salários na renda para a taxa de crescimento da economia, relação esta que pode ser positiva ou negativa a depender dos parâmetros estimados para as funções de crescimento do investimento. Já o modelo de Cambridge prevê uma relação causal negativa da taxa de crescimento da renda para a participação dos salários na renda, relação essa necessária ao fechamento teórico do modelo.

Para a revisão empírica o que se encontrou foram basicamente estimações do modelo neo-Kaleckiano, para diferentes economias. Grande parte destes trabalhos está resumida no segundo capítulo. No entanto, o foco da revisão empírica está na relação entre crescimento e

distribuição, por isso, alguns trabalhos, como aqueles muito focados em incorporar a taxa de juros e a taxa de câmbio aos modelos de estimação, foram omitidos desta revisão.

É interessante observar que apesar de todos os trabalhos empíricos apresentados no segundo capítulo tomarem por base os modelos neo-Kaleckianos, não foi encontrado nessa literatura um resultado estimado significativo para a relação entre a variável distributiva e a taxa de crescimento da economia. Os resultados obtidos corroboram apenas a hipótese de que a distribuição funcional da renda apresenta um efeito nível sobre a demanda agregada e não um efeito sobre a sua taxa de crescimento. Efeito esse, que, no entanto, seria esperado por qualquer um dos três modelos descritos no primeiro capítulo.

Por fim, no terceiro capítulo é apresentado um trabalho empírico próprio para a economia brasileira com dados para a renda, o investimento em máquinas e equipamentos e a participação dos salários na renda entre 1952 e 2011. Neste trabalho não foi possível estimar uma relação empírica significativa para a variável distributiva e a taxa de crescimento da economia. A única relação estatisticamente significativa encontrada foi de um efeito nível com uma quebra estrutural em 1994. Mais, precisamente, estimou-se uma relação negativa entre as variáveis até 1993 e positiva a partir de 1994.

## Capítulo 1 - As teorias de crescimento econômico e a distribuição funcional da renda

*Keynesian growth models have at least since the time of Robinson's model stressed the importance of the distribution of income between different classes of people, such as workers and capitalists. (Dutt, 2010, p. 62)*

Segundo Setterfield (2002), Dutt (2010) e Hein (2014), entre outros, o desenvolvimento da teoria de crescimento econômico Keynesiana começou no século XX, após a publicação da Teoria Geral, com as contribuições de Domar (1946) e Harrod (1948). No entanto, crescimento e distribuição não são assuntos centrais em Keynes (1936): “the *General Theory* does not serve as a good starting point for the search for the foundations of post-Keynesian theories of distribution as an alternative to the neoclassical approach.” (Hein, 2014, p. 20).

Para Hein (2014) o desenvolvimento da teoria pós-Keynesiana começa na medida em que se leva em conta os efeitos do investimento sobre a capacidade produtiva. Desde suas primeiras contribuições, as teorias pós-Keynesianas de crescimento e distribuição têm por objetivo estender o princípio da demanda efetiva do curto prazo, no qual o efeito do investimento sobre a capacidade produtiva é insignificante, para o longo prazo, onde este efeito passa a ser significativo. Isto significa levar em conta o caráter dual do investimento, que é tanto um componente da demanda agregada quanto um fator que determina o crescimento da capacidade produtiva e, portanto, a variação do grau de utilização da mesma. “Here, the initial attempts of Evsey David Domar, Roy Forbes Harrod, Nicholas Kaldor and Joan Robinson have to be mentioned as well as the works by Michal Kalecki and Josef Steindl, in particular.” (Hein, 2014, p. 22). Todas essas abordagens têm algo em comum: consideram a decisão de investir independente de decisões de poupança *a priori*:

The Keynesian models (including our own) are designed to project into the long period the central thesis of the *General Theory*, that firms are free, within wide limits, to accumulate as they please, and that the rate of saving of the economy as a whole accommodate itself to the rate of investment that they decree. (Robinson, 1962, pp. 82-83 *apud* Hein, 2014, p. 22).

Nesse contexto, Domar (1946) é uma tentativa de superar a restrição keynesiana ao curto prazo e formular as condições para um crescimento equilibrado a uma taxa de utilização da capacidade produtiva constante. No entanto, para que essas restrições sejam respeitadas é necessário que a demanda por investimento cresça à mesma taxa que a capacidade produtiva

que por sua vez é dada pela produtividade do capital multiplicada pela propensão a poupar. Mais ainda, Domar mostra que todas as variáveis endógenas, estoque de capital, renda e investimento, devem crescer a uma mesma taxa dada pela propensão marginal a poupar de uma economia e pela produtividade do capital.

Já Harrod (1948) parte da condição de equilíbrio do mercado de bens que requer que investimento e poupança sejam iguais. Para que esta condição seja respeitada é necessário que a taxa de crescimento do estoque de capital,  $g_t^K$ , se iguale à taxa de poupança de uma economia,  $s$ , dividida pelo coeficiente técnico capital-produto,  $v$ , ou seja,  $g_t^K = \frac{s}{v}$ , o que Harrod denota por taxa de crescimento garantida,  $g_t^g = \frac{s}{v}$ . “The warranted rate of growth is taken to be that rate of growth which, if it occurs, will leave all parties satisfied that they have produced neither more nor less than the right amount.” (Harrod, 1939, *apud* Hein, 2014, p. 25 e 26).

Segundo Hein (2014) a taxa de crescimento garantida de Harrod é um *benchmark* para a taxa de crescimento econômico. No entanto, para Freitas (2002, 2009), é importante diferenciar duas questões que passam a ser centrais ao estudo das teorias de crescimento econômico após os trabalhos de Harrod (1939, 1948). A primeira questão é a de estabilidade do equilíbrio entre oferta e demanda agregadas no contexto de uma economia em crescimento. Esta questão está diretamente associada ao equilíbrio entre a taxa efetiva (ou desejada) e a taxa garantida de crescimento. Uma segunda questão seria a existência de um crescimento equilibrado, que seria caracterizado pelo grau de utilização normal da capacidade produtiva (Freitas, 2009, p. 10).

Pasinetti (1962), Lavoie (1995) e Hein (2014) destacam que a partir destas ideias, diversos modelos de crescimento passam a ser desenvolvidos em Cambridge formando o que se pode denotar de uma primeira geração de teorias pós-Keynesianas de crescimento e distribuição. Segundo Pasinetti (1962), um aspecto importante dessas teorias macroeconômicas era tentar estabelecer uma relação que conectasse a taxa de lucro e, portanto, a distribuição de renda, à taxa de crescimento econômico, através das propensões a poupar da economia. Relação essa que ficou conhecida como a equação de Cambridge. Essa literatura, bastante conhecida pelas contribuições de Kaldor, Robinson e Pasinetti no final dos anos 1950s e início dos anos 1960s, será retomada na seção 1.1 sob o título de modelos de Cambridge.

Porém, como destaca Palley (2002) mesmo que a macroeconomia Keynesiana tenha dominado a economia do pós-guerra até meados dos anos 1970s, grande parte dos modelos de crescimento econômico desenvolvidos nesse período negligenciava o papel da demanda. Contudo, Setterfield (2002) afirma que os anos 1970s e 1980s presenciaram contribuições centrais ao desenvolvimento da teoria de crescimento liderada pela demanda. É o caso dos trabalhos de Asimakopulos (1975) e Rowthorn (1981) que desenvolveram os modelos Kaleckianos de distribuição e crescimento nesse período. Estes, apesar de influenciados pelos modelos de Cambridge, se diferenciam dos mesmos principalmente no que concerne o mecanismo de ajuste entre demanda e oferta dentro de uma trajetória de crescimento. Para esses modelos, abordados na seção 1.2 deste capítulo sob o título de modelos neo-Kaleckianos, o ajuste que permite um crescimento equilibrado ocorre via mudanças no grau de utilização da capacidade produtiva.

Essas diferenças serão devidamente elaboradas ao longo deste capítulo. No entanto, vale agora ressaltar que todos esses desenvolvimentos teóricos somados às ideias de Kaldor nos anos 1970s – da importância do componente exportação para o crescimento liderado pela demanda e da lei de Verdoorn, que coloca o progresso técnico endógeno à demanda – são a base para o desenvolvimento das teorias de crescimento pós-Keynesianas aqui analisadas.

Setterfield (2010) destaca assim três aspectos comuns a todas essas teorias, ditas alternativas, de crescimento econômico: (i) uma preocupação com o lado da demanda agregada; (ii) uma preocupação com os efeitos distributivos no crescimento econômico; (iii) um progresso técnico endógeno ao próprio resultado de crescimento econômico; (iv) e por fim, seguindo Kaldor (1961) uma preocupação com os fatos estilizados do crescimento econômico, entre os quais o fato de que o mesmo é um processo estável e balanceado: “This view lends itself to steady-state equilibrium analysis, which does proliferate in alternative theories of economic growth.” (Setterfield, 2010, p. 2)

Dentre esses aspectos comuns, a preocupação deste trabalho está no item (ii) que destaca a relação entre crescimento econômico e distribuição. Mais especificamente, o interesse está na conexão que possa existir entre a distribuição da renda entre salários e lucros e o crescimento da mesma. A importância dessa relação, como ressalta Dutt (2010), é destacada pelos modelos de crescimento Keynesianos desde as primeiras contribuições.

Porém, apesar dos aspectos em comum, as teorias alternativas de crescimento divergem em várias questões. Assim, mesmo que a preocupação com a relação crescimento e distribuição seja um aspecto comum a todas elas, essa conexão é abordada de maneira diferente em cada teoria. O objetivo deste capítulo é estudar essas abordagens e tentar entender essas diferenças.

Portanto, as seções seguintes têm por objetivo apresentar três modelos de crescimento, considerados alternativos, destacando as diferenças entre os mesmos, principalmente no que concerne o papel que a distribuição funcional da renda assume em cada um deles.

A seção 1.1 discute a tradição dos modelos de Cambridge, que têm como referencial teórico os trabalhos iniciais de Robinson, Kaldor e Pasinetti. A seção 1.2 discute os modelos ditos neo-Kaleckianos, que, partindo dessas contribuições iniciais acabou se tornando a principal base teórica para trabalhos que buscam entender a relação entre crescimento liderado pela demanda e distribuição. Por último, a seção 1.3, apresenta o modelo do supermultiplicador como uma terceira alternativa ao estudo da relação que interessa aqui.

## 1.1 - Os modelos de crescimento de Cambridge

Na seção anterior ficou claro que o princípio da demanda efetiva é essencial para esses modelos de crescimento heterodoxos. Assim, para apresentar as diferenças entre os modelos iniciais de Cambridge e os neo-Kaleckianos é necessário, primeiro, uma discussão sobre as diferenças no princípio da demanda efetiva para os mesmos. O primeiro será apresentado na subseção seguinte, o segundo ao início da seção de 1.2 que trata dos modelos neo-Kaleckianos.

Por fim, vale ressaltar que esta seção 1.2 tomou por base teórica os trabalhos de Freitas e Serrano (2013) e Hein (2014).

### *1.1.1 – O papel do princípio da demanda efetiva na teoria de Cambridge*

A versão de Cambridge do princípio da demanda efetiva, adotada na teoria de crescimento desenvolvida em Robinson (1956 e 1962), Kaldor (1955-56, 1957 e 1961) e Pasinetti (1962), entre outros, parte da hipótese de que o nível de oferta real é fixado no nível de produto potencial:

$$Y_t = Y_t^p \tag{1.1}$$

Onde  $Y_t$  é o nível de renda real no período  $t$  e  $Y_t^p$  é o nível de produto potencial, também no período  $t$  e em termos reais. Vale ressaltar que nesses modelos o produto potencial pode estar relacionado com a plena utilização da capacidade produtiva (Robinson, 1962) ou com o pleno emprego da força de trabalho (Kaldor, 1955-6, 1957 e 1961 e Pasinetti, 1962). No caso dos modelos com restrição de capacidade, que são apresentados na subseção 1.1.2 e, portanto, o foco deste trabalho, o grau de utilização da capacidade produtiva a cada período  $t$ ,  $u_t$ , é sempre igual à unidade:

$$u_t = 1 \quad (1.2)$$

Assim, a demanda agregada real deve se ajustar ao produto potencial real, ajuste esse que ocorre via mudança de preços e, portanto, na distribuição de renda e na composição da demanda. Ou seja, sempre que houver uma diferença entre demanda,  $D_t$ , e produto potencial, ambos reais, no tempo  $t$ , haverá uma mudança no nível de preços desse tempo,  $P_t$ :

$$\dot{P} = \sigma(D_t - Y_t^p) \quad (1.3)$$

Onde  $\dot{P} = P_t - P_{t-1}$  representa a variação dos preços e  $\sigma$  é um parâmetro, maior que zero. Quanto à demanda agregada, assume-se ainda que:

$$D_t = C_t^W + C_t^\Pi + I_t \quad (1.4)$$

Onde  $I_t$  é investimento no tempo  $t$  e  $C_t^\Pi = c_\pi(1 - \omega_t)Y_t$  é o consumo dos capitalistas, que aqui é considerado induzido e resultado da multiplicação da propensão marginal a consumir dos capitalistas,  $c_\pi$ , pela participação dos lucros na renda,  $\pi_t = 1 - \omega_t$ , e pela renda real. Por outro lado,  $C_t^W = c_\omega \omega_t Y_t$  é o consumo a partir dos salários também no tempo  $t$ , que por sua vez é dado pela participação dos salários na renda no tempo  $t$ ,  $\omega_t$ , multiplicado pela renda real e pela propensão marginal a consumir dos trabalhadores,  $c_\omega$ . Além disso, é essencial ao modelo a hipótese de que  $0 \leq c_\pi < c_\omega \leq 1$ , ou seja, de que a propensão marginal a consumir dos trabalhadores é maior do que a dos capitalistas. Isso porque essa hipótese permite que o consumo agregado,  $C_t$ , seja uma função direta do salário real. Mais precisamente, desde que se possa assumir que  $0 \leq c_\pi < c_\omega \leq 1$ , uma variação positiva nos preços ao diminuir a taxa de salário real, resulta na redução do consumo induzido, para um dado nível de renda real e mantidos constantes as propensões marginais a consumir e o coeficiente técnico trabalho-produto. Esse resultado pode ser visto na derivação abaixo:

$$\begin{aligned}
C_t &= C_t^W + C_t^\Pi = c_\pi(1 - \omega_t)Y_t + c_\omega\omega_tY_t = [c_\pi + (c_\omega - c_\pi)\frac{W_t^r}{Y_t}]Y_t \\
&= [c_\pi + (c_\omega - c_\pi)\frac{W_t^n}{P_tY_t}]Y_t = \left[ c_\pi + (c_\omega - c_\pi)\frac{w_t^n L_t}{P_tY_t} \right] Y_t \\
&= [c_\pi + (c_\omega - c_\pi)w_t^r \bar{\lambda}]Y_t
\end{aligned} \tag{1.5}$$

E, portanto,  $\frac{\partial C}{\partial w^r} > 0$ , desde que  $c_\omega > c_\pi$ , onde  $W_t^r$  é a massa de salário real,  $W_t^n$  é a massa de salário nominal,  $w_t^n$  é a taxa de salário nominal,  $L_t$  é o total de mão-de-obra empregada,  $w_t^r$  é a taxa de salário real, todos no tempo  $t$ , e  $\bar{\lambda} = \frac{L_t}{Y_t}$  é o coeficiente técnico trabalho-produto, sendo os dois últimos considerados exógenos e constantes para uma economia. Assim, por exemplo, se:

$$D_t \geq Y_t^p \text{ e } I_t \geq S_t \Rightarrow \dot{P} \geq 0 \Rightarrow \dot{w}^r \leq 0 \Rightarrow \dot{\omega} \leq 0 \Rightarrow \dot{C} \leq 0 \Rightarrow \dot{D} \leq 0 \text{ e } \dot{S} \geq 0$$

Se a demanda agregada for maior (menor) que o produto potencial e, portanto, o investimento for maior (menor) do que a poupança,  $S_t$ , no tempo  $t$ , pela equação (1.3) o ajuste será via uma variação positiva (negativa) dos preços. Dado o salário nominal essa variação tem por consequência uma redução (aumento) no salário real, que, mantido constante o coeficiente técnico de trabalho,  $\bar{\lambda}$ , resulta em uma menor (maior) participação dos salários na renda. Por fim, uma menor (maior) participação dos salários na renda implica uma redução (aumento) no consumo, supondo  $c_\omega > c_\pi$  e, portanto, uma variação negativa (positiva) da demanda agregada, que se ajusta ao produto potencial, e uma variação positiva (negativa) da poupança, que se ajusta ao investimento: “A rise in investment, and thus in total demand, will raise prices and profit margins, and thus reduce real consumption, whilst a fall in investment, and thus in total demand, causes a fall in prices (relatively to the wage level) and thereby generates a compensating rise in real consumption.” (Kaldor, 1955-56, p. 95). Assim, nessa versão de Cambridge do princípio da demanda efetiva, a demanda agregada real é determinada pelo produto potencial, porém é o investimento que determina a poupança.



### 1.1.2 – O modelo de Cambridge<sup>1</sup>

Pela definição do princípio da demanda efetiva na subseção 1.1.1 anterior, o modelo de crescimento de Cambridge parte da hipótese de que o nível de renda é determinado pelo produto de plena utilização da capacidade produtiva, ou seja,  $Y_t = Y_t^p = \frac{1}{\bar{v}} K_t$ , onde  $\bar{v}$  é a razão técnica capital-produto, tomada exógena e constante, e  $K_t$  é o estoque de capital.

Por definição, investimento real e a variação do estoque de capital ( $\dot{K}_t$ ) estão relacionados segundo a equação:  $I_t = \dot{K}_t - \delta K_t$ , onde  $\delta$  é a taxa de depreciação do estoque de capital. Porém, assumindo  $\delta = 0$ , ou seja, que não há depreciação, a taxa de crescimento do estoque de capital de uma economia é dada por:

$$g_t^K \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\dot{K}_t}{K_t} = \frac{I_t}{K_t} = \frac{I_t}{\bar{v} Y_t^p} = \frac{I_t}{\bar{v} \frac{Y_t}{u_t}} = \frac{(I_t/Y_t)}{\bar{v}} u_t \quad (1.6)$$

Uma vez que o coeficiente técnico capital-produto é considerado variável exógena e constante, a equação (1.6) acima descreve também a taxa de crescimento do produto potencial. Por outro lado, pelo princípio da demanda efetiva, na versão de Cambridge, a demanda agregada deve se ajustar ao produto potencial, via mudanças de preços e distribuição da renda. É esse ajuste que é preciso entender, pois ele estabelece a relação entre crescimento e a participação dos salários na renda, que se busca estudar nos modelos de Cambridge.

Assim, da condição de equilíbrio entre demanda agregada e produto potencial, tem-se que a seguinte igualdade será sempre válida:

$$D_t = Y_t = Y_t^p \quad (1.7)$$

Porém, a demanda agregada é dada pela soma do consumo induzido com investimento. Já o produto, pela ótica da renda, é dado pela soma da massa de lucros reais,  $\Pi_t$ , e a massa de salários reais de uma economia. Assim, a condição de equilíbrio de igualdade entre demanda e oferta agregadas reais é dada por:

---

<sup>1</sup> Há ainda a possibilidade de se pensar um modelo de Cambridge com restrição da força de trabalho. Ou seja, um modelo em que a trajetória de crescimento seria determinada pelo crescimento da força de trabalho. No entanto, consideramos desnecessária a apresentação do mesmo, já que não produz um resultado muito diferente em termos do papel da distribuição funcional da renda na trajetória de crescimento do modelo de Cambridge com restrição da capacidade. Apresentamos, portanto, apenas o que é denotado em Hein (2014, p. 139-150) como o modelo de crescimento de Kaldor-Robinson.

$$Y_t = \Pi_t + W_t^r = C_t + I_t = D_t \quad (1.8)$$

Onde  $C_t$  é o consumo total de uma economia. Vale aqui ressaltar que este é um modelo para uma economia simples, em que não há governo e a economia é fechada. Portanto, o produto, pela ótica da renda pode ser dividido entre a remuneração dos trabalhadores e a remuneração dos capitalistas. Além disso, as únicas fontes de demanda são o consumo dos trabalhadores, o consumo dos capitalistas e o investimento. No entanto, para facilitar os cálculos e a comparação com os demais modelos, pode-se fazer a hipótese adicional de que os trabalhadores consomem tudo o que ganham e, portanto,  $C_t = \omega Y_t + c_\pi(1 - \omega)Y_t$ . Essa hipótese não é essencial ao fechamento do modelo, apenas a hipótese de que  $c_\pi < c_\omega$  o é, como demonstrado na subseção 1.1.1, no entanto, facilita muito a exposição do modelo. Assim, assumindo,  $c_\omega = 1$ , a condição de equilíbrio é dada por:

$$Y_t = \Pi_t + W_t^r = \omega Y_t + c_\pi(1 - \omega)Y_t + I_t = D_t \quad (1.9)$$

No entanto, se  $C_t^W = W_t^r$ , por hipótese, e assumindo que  $C_t^\Pi = c_t^k Y_t$ , sendo  $c_t^k = c_\pi(1 - \omega_t)$  é a participação do consumo capitalista na renda, então:

$$S_t = I_t = \Pi_t - C_t^\Pi = \Pi_t - c_t^k Y_t \quad (1.10)$$

Dividindo a equação (1.10) acima pela renda total da economia é possível obter ainda que:

$$\frac{I_t}{Y_t} = \frac{\Pi_t}{Y_t} - c_t^k = \pi_t - c_t^k = \pi_t(1 - c_\pi) \quad (1.11)$$

Onde  $\pi_t$  é a participação dos lucros na renda no tempo  $t$ . Das equações (1.11) e (1.7) apresentadas acima é possível concluir que, em equilíbrio, a taxa de crescimento do estoque de capital e do produto potencial, já que o coeficiente capital-produto é constante por hipótese, é dada por:

$$g_t = g_t^K = \frac{\left(\frac{I_t}{Y_t}\right)}{\bar{v}} = \frac{\pi_t - c_t^k}{\bar{v}} = \frac{\pi_t(1 - c_\pi)}{\bar{v}} = s_\pi r_t \quad (1.12)$$

Onde  $s_\pi$  é a propensão marginal a poupar dos capitalistas e  $r_t = \frac{\pi_t}{\bar{v}}$  é a taxa de lucro, uma vez que  $u_t = 1$ . Portanto, a renda, assim como o estoque de capital, deve crescer, segundo a equação (1.12), também conhecida como a equação de Cambridge. No entanto, pelo lado da demanda, os investimentos são considerados autônomos, e crescem a uma taxa exógena,  $g_I$ .

Ou seja, para que se tenha um estado estacionário é necessário que a seguinte igualdade seja válida:

$$g_I = g_K^* = g^* = \frac{\pi^*(1 - c_\pi)}{\bar{v}} \quad (1.13)$$

Onde  $g_K^*$  é a taxa de crescimento do estoque de capital em estado estacionário,  $g^*$  é a taxa de crescimento da renda real, que pelas hipóteses do modelo é, necessariamente, igual à taxa de crescimento do estoque de capital.

Por fim, vale notar que na equação (1.13)  $\pi_t$  é a única variável de ajuste possível, já que todas as demais são consideradas exógenas ao ajuste entre demanda e oferta. Assim, a variável  $\pi_t = 1 - \omega_t$  é que permite que o modelo tenha um comportamento estável, permitindo que a trajetória de crescimento aconteça em um contexto de equilíbrio entre oferta e demanda, seguindo os fatos estilizados de Kaldor (1961)<sup>2</sup>.

A cada variação positiva da taxa de crescimento do investimento, um excesso de demanda provocará uma elevação do nível dos preços o que, por sua vez, reduz a parcela dos salários na renda. Por outro lado, essa redução implica um aumento da taxa de crescimento do estoque de capital, pela equação (1.12), tal que,  $g_t^K$  se ajuste a  $g_I$ , mantendo, sempre  $u_t = 1$ , como determinado por hipótese. Ou seja, para que seja mantida a hipótese de plena utilização da capacidade produtiva, a taxa de poupança se ajusta à taxa de investimento por meio de variações nos preços e, portanto, na distribuição funcional da renda.

Vale ainda ressaltar que esse ajuste é direto do crescimento para a participação dos lucros na renda. Assim, pela equação (1.13) acima é possível ver que no modelo de Cambridge para que a economia possa crescer, a participação dos lucros na renda deve aumentar. Ou ainda, o ajuste resulta numa relação causal, negativa, do crescimento para a participação dos salários na renda.

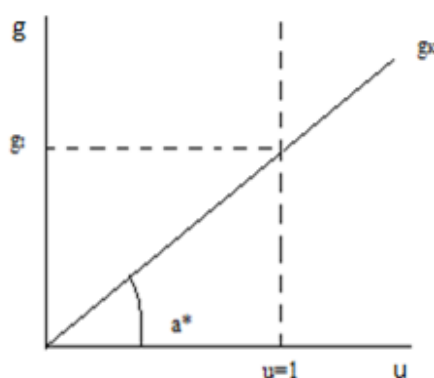
---

<sup>2</sup> Para Hein (2014), a grande contribuição de Kaldor (1955) é ter mostrado como a taxa garantida de Harrod se ajusta à taxa natural de crescimento de uma economia. Ou seja, a existência de um crescimento equilibrado estaria garantida em Kaldor (1955) a partir da hipótese de uma participação dos lucros na renda endogenamente determinada.

No entanto, como ressalta Freitas (2002; 2009) e Freitas e Serrano (2013), o mecanismo de ajuste via mudança na distribuição de renda garante apenas o ajuste da demanda agregada ao nível de produto potencial e não necessariamente o ajuste do grau de utilização da capacidade produtiva ao seu nível pleno (Freitas e Serrano, 2013, p. 25). Ou seja, Kaldor (1955) mostra como ocorre o ajuste da taxa efetiva de crescimento de uma economia à taxa natural, através de mudanças na distribuição funcional da renda. “No entanto, tal mecanismo seria incapaz, como tal, de promover o ajustamento entre as taxas garantida e natural.” (Freitas, 2002, p. 52)

Essa necessidade de ajuste via distribuição funcional da renda pode ainda ser ilustrada pelo Gráfico (1.1) abaixo. Uma vez que o grau de utilização da capacidade produtiva está fixado em um e que a taxa de crescimento do estoque de capital deve se igualar a  $g_I$ , a única variável de ajuste é a inclinação de  $g_t^K$ , que, no entanto, é definida por constantes à exceção da variável distributiva  $\pi$ . Por fim, é importante observar que se a taxa de crescimento do investimento aumenta, a inclinação da função de crescimento do estoque de capital também aumenta, o que só pode ocorrer se a participação dos lucros aumentar, resultando, novamente, na relação causal negativa, do crescimento para a participação dos salários na renda do modelo de Cambridge.

Gráfico 1.1 – O modelo de Cambridge



Fonte: Freitas e Serrano (2013)

É importante ressaltar que, para esse modelo de Cambridge com a taxa de crescimento do investimento autônoma qualquer alteração em  $c_\pi$  terá efeitos apenas sobre a distribuição funcional da renda e nenhum efeito sobre a trajetória de crescimento da economia. Portanto, o ajustamento de  $g_t^K$  a  $g_I$ , que não muda com uma variação em  $c_\pi$ , será via preços dado a diferença entre oferta e demanda. Além disso, a distribuição funcional da renda é uma variável endógena, de ajuste do modelo, sendo que quanto maior esta, menor é a taxa de crescimento da economia.

## 1.2 - Os modelos neo-Kaleckianos

Também para os modelos neo-Kaleckianos é necessário que se explique antes o princípio da demanda efetiva na versão tradicional, pois é a partir dessa interpretação que é possível posteriormente diferenciar os modelos neo-Kaleckianos e de Cambridge, quanto à relação entre crescimento e a variável de interesse: a distribuição funcional da renda entre lucros e salários.

### *1.2.1 – O princípio da demanda efetiva na versão tradicional*

Na versão do princípio da demanda efetiva tradicional é o produto real que se ajusta à diferença entre demanda e oferta agregadas, ambos em termos reais. De acordo com Rowthorn (1981) os modelos neo-keynesianos descritos na seção 1.1 anterior estavam mais preocupados com a operação de uma economia em plena utilização de capacidade produtiva. Nesses modelos, assume-se que o produto é dado e, portanto, as firmas respondem às variações de demanda alterando seus preços de oferta. “Thus, in the typical neo-Keynesian theory, stagnation is the result of low prices caused by insufficient demand.” (Rowthorn, 1981, p.1).

No entanto, como ressalta o autor, Kalecki e seus seguidores tratam de uma economia monopolística que opera bem abaixo da plena capacidade produtiva. Sendo assim, na teoria Kaleckiana, quando há uma redução da demanda, as firmas respondem diminuindo a produção e mantendo os preços constantes. Além disso, essa redução na produção não tem efeitos sobre a taxa de salário real, porém afeta negativamente o grau de utilização da capacidade produtiva e a taxa de lucro. Diante de uma combinação de excesso de capacidade produtiva e menores lucros, as firmas se recusam a investir e a economia entra em estagnação. “Thus, in the Kaleckian theory, insufficient demand leads to economic stagnation because it reduces the level of output which is produced in existing equipment, and not because of its effect on prices, which remain constant.” (Rowthorn, 1981, p. 2). Assim, nos modelos neo-Kaleckianos a variável de ajuste será o grau de utilização da capacidade produtiva e a distribuição funcional da renda é considerada variável exógena.

Vale ressaltar que, segundo Halevi e Taouil (2002), é a emergência, via o mecanismo de demanda efetiva, dessa capacidade produtiva não utilizada como uma tendência estrutural da economia que não permite mais que se estabeleça uma relação diretamente inversa entre a taxa de lucro e a taxa de salários. Assim, um aumento da taxa de lucro passa a ser compatível com um crescimento da taxa de salário a depender do grau de utilização da capacidade produtiva. “With unused capacity as a persistent phenomenon in the system, both the wage rate and the rate of profit can rise.” (Halevi e Taouil, 2002, p. 45). Esse assunto será tratado nas subseções seguintes, com o desenvolvimento dos modelos neo-Kaleckianos seguindo Blecker (2002). No entanto, primeiramente, o modelo neo-Kaleckiano na sua versão mais simples, com investimento exógeno, é apresentado na subseção 1.2.2.

### 1.2.2 – O modelo neo-Kaleckiano com investimento exógeno

Os modelos neo-kaleckianos partem da equação típica Kaleckiana segundo a qual preços são definidos a partir de um mark-up sobre os custos primários:

$$P_t = \mu w_t^n \bar{\lambda} \quad (1.14)$$

Onde  $P_t$  é o nível de preços,  $\bar{\lambda}$  é o coeficiente de trabalho,  $\mu$  o mark-up e  $w_t^n$  é a taxa de salário nominal. Da equação (1.14) resulta que:  $\omega_t = (w_t^n/P_t)\bar{\lambda} = 1/\mu$ , onde  $\omega_t$  é a participação dos salários na renda. Ou seja, dado o mark-up e a produtividade do trabalho, a parcela dos salários na renda apresenta um comportamento estável, a partir de agora denotada por  $\omega$ , e é diretamente determinada por variáveis exógenas.

Pelo resultado acima, também a participação dos lucros na renda deve apresentar um comportamento estável dado por  $\pi_t = \pi = \frac{\mu-1}{\mu}$ . Adicionalmente, a definição de taxa de lucro implica que:

$$r_t \stackrel{\text{def}}{=} \Pi_t/K_t = \frac{\pi Y_t Y_t^p}{Y_t^p K_t} = \frac{\pi u_t}{\bar{v}} \quad (1.15)$$

Onde  $r_t$  é a taxa de lucro,  $u_t = \frac{Y_t}{Y_t^p}$  é o grau de utilização da capacidade produtiva e  $\bar{v} = \frac{K_t}{Y_t^p}$  é o coeficiente técnico capital-produto. Cabe aqui uma observação, seguindo Hein (2014), sobre essa teoria da distribuição dita Kaleckiana. As equações (1.14) e (1.15), na verdade, refletem a teoria pós-Keynesiana de distribuição e preços desenvolvida em Weintraub (1979). Como argumentado em Sawyer (1992), o desenvolvimento de uma teoria geral de preços como a apresentada acima não era o objetivo de Kalecki, no entanto, convencionou-se usar as equações acima como ponto de partida para os modelos neo-Kaleckianos.

Além disso, para esses modelos, valem ainda as hipóteses adotadas nos modelos de crescimento de Cambridge: (i)  $C_t^W = W_t^r = \omega Y_t$ ; (ii)  $C_t^\Pi = c^k Y_t$  e (iii)  $I_t = I_0 e^{g_I}$ , onde  $g_I$  é a taxa de crescimento do investimento, ainda exógena. No entanto, ao contrário dos modelos de Cambridge,  $\omega$ , além de  $c^k$ , é parâmetro exogenamente determinado nos modelos neo-Kaleckianos. Assim, a condição de equilíbrio é dada por  $Y_t = D_t = \omega Y_t + c^k Y_t + I_t$  e, portanto:

$$Y_t = \frac{1}{1 - \omega - c^k} I_t \quad (1.16)$$

Sendo o multiplicador  $\frac{1}{1 - \omega - c^k}$  constante e exógeno para dada distribuição da renda e parcela do consumo capitalista na demanda agregada. Uma vez válido o princípio da demanda efetiva em termos reais, ou seja, que a poupança é determinada pelo investimento, então:

$$\begin{aligned} S_t = I_t = Y_t - C_t - Z_t &= Y_t - \omega Y_t - c^k Y_t = (1 - \omega)Y_t - c^k Y_t \\ &= (\pi - c^k)Y_t \end{aligned} \quad (1.17)$$

E, portanto:

$$g_t^s = \frac{S_t}{K_t} = \frac{(\pi - c^k)Y_t Y_t^p}{Y_t^p K_t} = \frac{\pi - c^k}{\bar{v}} u_t \quad (1.18)$$

Onde  $g_t^s$  é, segundo a definição de Blecker (2002), o investimento realizado sobre o estoque de capital real, que, portanto, é igual à poupança sobre o estoque de capital real. Vale ressaltar que  $g_t^s$  é o que Hein (2014) denota por taxa de poupança macroeconômica e está diretamente relacionado à variação no estoque de capital, investimento realizado e, portanto, à taxa de crescimento garantida como definida na seção dos modelos de Cambridge através da equação (1.12). Assim, alternativamente, pode-se reescrever a equação (1.18) na forma:

$$g_t^K = \frac{S_t}{K_t} = \frac{(1 - \omega - c^k)}{\bar{v}} u_t \quad (1.19)$$

A apresentação na fórmula (1.18) é importante para traçar um paralelo com Blecker (2002) e Hein (2014) que a partir de agora servirão de referência para a apresentação dos modelos neo-Kaleckianos. No entanto, a apresentação na fórmula (1.19) também se faz necessária para a comparação com o modelo de Cambridge já apresentado. Essa diferença de especificação é utilizada Freitas e Serrano (2013) que adota ainda uma especificação para a função investimento em termos da taxa de crescimento do investimento, até aqui  $g_t^I$ , diferente dos neo-Kaleckianos que adotam a especificação taxa desejada de acumulação, a partir de agora  $g_t^i$ . No entanto, os autores ressaltam que essa diferença de especificação não altera os valores das variáveis endógenas do modelo.

Retomando a equação (1.19) vale lembrar que no modelo neo-kaleckiano não é possível mais assumir o pleno grau de utilização da capacidade produtiva. Uma vez que a variável de

distribuição funcional da renda é tomada como dada, os ajustes do produto à demanda que possibilitam uma trajetória de crescimento equilibrado terão que ocorrer via modificações no nível da capacidade utilizada. Como destaca Lavoie (1992), uma das grandes diferenças entre o modelo de Cambridge e os neo-Kaleckianos é que os primeiros, implicitamente assumem que a taxa de utilização da capacidade produtiva de longo prazo está fixa em um. “[W]hereas in the newer post-Keynesian model the rate of utilization of capacity is endogenous and is not assumed to be equal to a normal value, even in the long period.” (Lavoie, 1992, p. 285)

Assim, sempre que  $g_I$  for maior que  $g_t^K$  ocorre uma variação positiva da capacidade utilizada da economia, e pela equação (1.20),  $g_t^K$  crescerá até atingir o nível de  $g_I$ . Portanto, em estado estacionário:

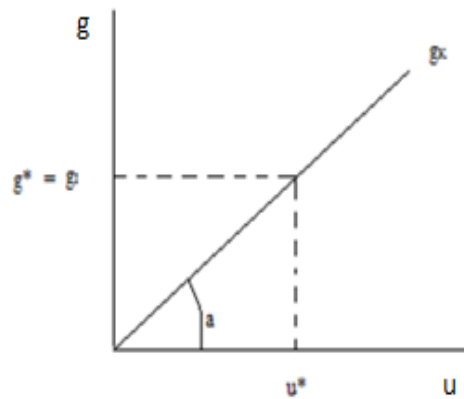
$$g_I = g_t^K = \frac{1 - \omega - c^k}{\bar{v}} u_t \Rightarrow u^* = \frac{\bar{v} g_I}{1 - \omega - c^k} \quad (1.20)$$

Ou seja,  $g_t^K$  se ajusta ao crescimento da demanda, que por sua vez é dado por  $g_I$  por meio da determinação de um grau apropriado de utilização da capacidade produtiva. Nesses modelos, variações tanto em  $\omega$  quanto em  $c^k$  terão um efeito positivo sobre a capacidade utilizada, como pode ser visto pela equação (1.20) acima. Porém, uma vez que  $g_t = g_t^K = g_I$ , nenhuma das duas variáveis pode ter efeito sobre a trajetória de crescimento de uma economia.

O ajuste da função de crescimento do estoque de capital à taxa de crescimento do investimento, exógeno, via o grau de utilização da capacidade produtiva é ilustrado no Gráfico (1.2) abaixo. Diferentemente do modelo de Cambridge, a inclinação da função de crescimento do estoque de capital é considerada exógena no modelo neo-Kaleckiano e por isso, o grau de utilização da capacidade é a variável de ajuste.



Gráfico 1.2- O modelo neo-Kaleckiano com investimento exógeno



Fonte: Freitas e Serrano (2013)

Pelo Gráfico 1.2 acima é possível ver que caso ocorra uma mudança na distribuição funcional da renda, a inclinação da função da taxa de acumulação,  $g_t^K$ , muda. Porém, uma vez que a taxa de crescimento da renda está fixa na taxa de crescimento do investimento,  $g_I$ , o grau de utilização da capacidade produtiva deve se ajustar, garantindo que as taxa de crescimento do estoque de capital e da renda se mantenham iguais a  $g_I$ , ou seja,  $g_K^* = g^* = g_I$ . Portanto, concluí-se que no modelo neo-Kaleckiano com investimento exógeno, um choque na variável distributiva não terá efeito sobre a taxa de crescimento da economia.

Além disso, é interessante notar que sempre que houver uma redistribuição de renda a favor dos salários, a inclinação da função de crescimento do estoque de capital diminui. No entanto, para manter a economia com a mesma taxa de crescimento, o grau de utilização da economia aumenta. Portanto, para essa versão simples do modelo neo-Kaleckiano, com investimento endógeno, o grau de utilização da capacidade produtiva é positivamente relacionado com a participação dos salários na renda, o que pode ser visto na equação (1.20) acima. Ou ainda, existe um efeito nível positivo da participação dos salários na renda para a demanda agregada.

### 1.2.3 – O modelo neo-Kaleckiano com investimento como componente induzido

Seguindo Rowthorn (1981) e Dutt (1984), dentro dos modelos neo-Kaleckianos pode-se assumir ainda que a demanda por investimento é induzida e que depende positivamente da taxa de lucro e do grau de utilização da capacidade produtiva:

$$g_t^i = \frac{I_t}{K_t} = f_0 + f_1 r_t + f_2 u_t \quad (1.21)$$

Onde  $g_t^i$  é a função de demanda por investimento dividido pelo estoque de capital. Todas as constantes  $f_0$ ,  $f_1$  e  $f_2$  são positivas,  $u_t$  é o grau de utilização da capacidade produtiva e  $r_t$  a taxa de lucro, como definida na equação (1.15). Segundo Blecker (2002), na equação (1.21) acima, o intercepto representa o ‘*animal spirits*’ keynesiano. A taxa de lucro tem efeito positivo sobre a decisão de investir, pois é um indicador da taxa de lucro futura, além de ser um indicativo de mudanças nas restrições financeiras das empresas para investimentos futuros. Por fim, “[t]he positive effect of  $u$  is the accelerator effect, i.e., the effect of output growth on the demand for new capital equipment, which is proxied here by the effect of capacity utilization as reflected in the output-capital ratio.” (Blecker, 2002, p. 133). Assim, a demanda por investimento e, portanto, a taxa de crescimento do mesmo,  $g_t^l$ , passa a ser induzida pelo nível de produto em relação ao produto potencial da economia. Por outro lado, o autor ressalta que a condição de equilíbrio é dada por:  $g_t = g_t^s = g_t^l$ . De onde, retomando as equações (1.15), (1.18) e (1.21) e assumindo, para simplificação, que não há consumo capitalista e, portanto,  $c^k = 0$  conclui-se que:

$$\pi \frac{u_t}{\bar{v}} = f_0 + f_1 r_t + f_2 u_t \Rightarrow \pi \frac{u_t}{\bar{v}} = f_0 + f_1 \pi \frac{u_t}{\bar{v}} + f_2 u_t \quad (1.22)$$

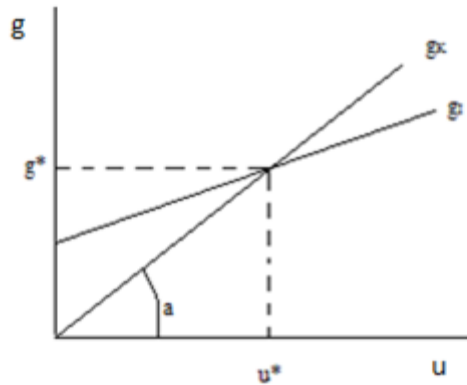
A hipótese de que não há consumo capitalista não interfere de forma significativa no resultado desse modelo, uma vez que estes são considerados sempre uma proporção fixa da renda. Ou ainda, são considerados gastos induzidos, que têm apenas um efeito de deslocamento sobre a taxa de crescimento do estoque de capital, equação (1.19), e do grau de utilização da capacidade produtiva, equação (1.20). A hipótese  $c^k = 0$  será adotada na apresentação do modelo, pois simplifica a análise do mesmo, seguindo Blecker (2002). Apenas na análise do modelo do supermultiplicador, no qual o consumo capitalista é considerado autônomo é que a hipótese  $c^k = 0$  passa a interferir de forma significativa no resultado do modelo e será, portanto, abandonada. Da condição de equilíbrio  $g_t = g_t^s = g_t^l$  é derivada a solução para o nível de equilíbrio do grau de utilização da capacidade produtiva, explicitada na equação (1.23) abaixo:

$$u^* = \frac{f_0}{\left[ (1 - f_1) \left( \frac{\pi}{\bar{v}} \right) - f_2 \right]} \quad (1.23)$$

Portanto, o grau de utilização da capacidade produtiva é a variável de ajuste no modelo neo-Kaleckiano com investimento induzido, determinado pelo equilíbrio entre a demanda por

investimento e o investimento realizado, ambos sobre o estoque de capital. Ou ainda, é a variável de ajuste que permite a igualdade entre a taxa de crescimento do estoque de capital,  $g_t^K$ , e a taxa de crescimento da demanda por investimento do lado da demanda,  $g_t^I$ , que pela equação (1.21) também passa a ser uma função crescente do grau de utilização da capacidade produtiva. Esse resultado pode ainda ser visto no Gráfico 1.3 abaixo.

Gráfico 1.3 – Modelo neo-Kaleckiano com investimento induzido



Fonte: Freitas e Serrano (2013)

Pelo Gráfico 1.3 acima é possível perceber que com um investimento endógeno ao grau de utilização da capacidade produtiva e à participação dos salários na renda, um choque na variável distributiva passa a ter efeito sobre a taxa de crescimento da economia. Vale notar que uma variação da participação dos salários na renda muda a inclinação tanto da função de crescimento do investimento,  $g_t^I$  quanto da acumulação de capital,  $g_t^K$ . Essas alterações permitem que o novo equilíbrio  $g_t^I = g_t^K$  aconteça com um novo grau de utilização da capacidade produtiva e uma nova taxa de crescimento da renda. Ou seja,  $g^* = g_I^* = g_K^* =$

$$\pi \frac{u^*}{\bar{v}} = \frac{f_0 \left( \frac{\pi}{\bar{v}} \right)}{\left[ (1-f_1) \left( \frac{\pi}{\bar{v}} \right) - f_2 \right]}$$

#### 1.2.4 – Demanda wage-led e crescimento wage-led no modelo neo-Kaleckiano com investimento como componente induzido

Retomando a equação (1.23), Blecker (2002) destaca ainda que para que a economia seja estável é necessário que o aumento do investimento induzido pelo crescimento do grau de utilização seja menor que o aumento na poupança induzida, ou ainda,

$$f_1 \frac{\pi}{\bar{v}} + f_2 < \frac{\pi}{\bar{v}} \Rightarrow \frac{\pi}{\bar{v}} - f_1 \frac{\pi}{\bar{v}} - f_2 > 0 \Rightarrow (1 - f_1) \left( \frac{\pi}{\bar{v}} \right) > f_2 \Rightarrow (1 - f_1) > \frac{f_2 \bar{v}}{\pi}$$

Portanto,  $(1 - f_1) > \frac{f_2 \bar{v}}{\pi}$  é condição necessária para que o modelo seja estável. Como, por definição,  $\pi$ ,  $\bar{v}$  e  $f_2$  assumem apenas valores maiores que zero então  $(1 - f_1) > 0$ . Assim, uma vez que o coeficiente  $f_0$  também só pode assumir valores maiores que zero, a derivada da equação (1.23) do grau de utilização de equilíbrio com relação à participação dos lucros na renda é, necessariamente, negativa, pois:

$$\frac{du^*}{d\pi} = \frac{-(1 - f_1)f_0}{\left[(1 - f_1)\left(\frac{\pi}{\bar{v}}\right) - f_2\right]^2} < 0 \quad (1.24)$$

Esse é o resultado que Blecker (2002) define como estagnacionista, pois um aumento da participação dos lucros na renda resulta em uma diminuição do grau de utilização da economia. Neste caso pode-se considerar que a economia possui uma demanda *wage-led*, já que o grau de utilização da economia é positivamente relacionado com a participação dos salários na renda.

Além disso, da equação (1.15),  $r^* = \left(\frac{\pi}{\bar{v}}\right) u^*$  e, portanto:

$$\begin{aligned} \frac{dr^*}{d\pi} &= \frac{u^*}{\bar{v}} + \left(\frac{\pi}{\bar{v}}\right) \frac{d(u^*)}{d\pi} \\ &= \frac{f_0}{\left[(1 - f_1)\left(\frac{\pi}{\bar{v}}\right) - f_2\right]} + \frac{\pi}{\bar{v}} \left\{ \frac{-(1 - f_1)f_0}{\left[(1 - f_1)\left(\frac{\pi}{\bar{v}}\right) - f_2\right]^2} \right\} \\ &= \frac{-f_2 f_0}{\left[(s_r - f_1)(\pi/\bar{v}) - f_2\right]^2} < 0 \end{aligned} \quad (1.25)$$

Esse resultado, de que um aumento da participação dos lucros na renda afeta, negativamente, a taxa de lucro é denotado por Blecker (2002) de resultado cooperativo. Como já ressaltado por Halevi e Taouil (2002), a possibilidade de que a economia permaneça constantemente abaixo no seu grau de utilização plena da capacidade produtiva torna possível que um aumento da taxa de salário e, portanto, da participação dos salários na renda afete, positivamente a taxa de lucro da economia. Por fim, como em equilíbrio  $g^* = g_K^*$ , então, retomando a equação (1.19) e assumindo que não há gastos improdutivos, a derivada da taxa de crescimento de uma economia em relação à participação dos lucros na renda é dada por:

$$\frac{dg^*}{d\pi} = \frac{u^*}{\bar{v}} + \frac{\pi}{\bar{v}} \frac{du^*}{d\pi} = \frac{-f_2 f_0}{\left[ (s_r - f_1) \left( \frac{\pi}{\bar{v}} \right) - f_2 \right]^2} < 0 \quad (1.26)$$

Este último resultado, reportado na equação (1.26), é o que permite considerar esse primeiro modelo neo-Kaleckiano de investimento induzido como um modelo de crescimento *wage-led*. Assim, seguindo Blecker (2002) é possível explicitar diferentes tipos de resultados para os modelos neo-Kaleckianos. Os resultados e seus significados são apresentados na Tabela 1.1, apresentada a seguir.

Tabela 1.1 – Os tipos de resultados dos modelos neo-Kaleckianos

Resultado	Tipo de Modelo
$\frac{du}{d\pi} > 0$	Modelo Não-Estagnacionista
$\frac{du}{d\pi} < 0$	Modelo Estagnacionista
$\frac{dr}{d\pi} > 0$	Modelo Não-Cooperativista
$\frac{dr}{d\pi} < 0$	Modelo Cooperativista
$\frac{dg}{d\pi} > 0$	Modelo de Crescimento Profit-led
$\frac{dg}{d\pi} < 0$	Modelo de Crescimento Wage-led

Fonte: Elaboração própria a partir de Blecker (2002)

Nota: Os modelos neo-Kaleckianos, com investimento endógeno e com investimento induzido, apresentados até agora, obtiveram apenas os resultados estagnacionista, cooperativista e wage-led. No entanto, ao apresentarmos os modelos à la Marglin e Bhaduri (1990) veremos que os demais resultados também são possíveis

A partir deste quadro os diferentes modelos neo-Kaleckianos e os resultados esperados para cada um deles pode ser avaliado. Para terminar essa seção de modelos neo-Kaleckianos é ainda necessária a apresentação do modelo desenvolvido por Bhaduri e Marglin (1990) e Marglin e Bhaduri (1990) que servem de base teórica à boa parte dos testes empíricos tratados no segundo capítulo deste trabalho.

### 1.2.5 – O modelo neo-Kaleckiano à la Marglin e Bhaduri (1990)<sup>3</sup>

Marglin e Bhaduri (1990) desenvolvem ainda o modelo neo-Kaleckiano como proposto por Rowthorn (1981) questionando a hipótese  $f_2 > 0$ . Os autores ressaltam que  $f_2$  é igual à derivada parcial do crescimento da função de demanda por investimento pelo grau de utilização, mantendo a taxa de lucro constante. No entanto, se  $r_t = \pi \frac{u_t}{v}$ , para que  $r_t$  se mantenha constante, é necessário que a proporção dos lucros na renda decresça à mesma taxa de cresceu o grau de utilização da capacidade produtiva. Ou seja, a hipótese de que  $f_2 > 0$  implica que se o grau de utilização aumenta, porém a participação dos lucros na renda diminui na mesma proporção, as firmas desejarão investir mais. Os autores argumentam que esta é uma hipótese muito forte para ser considerada sempre válida. “Whether firms would want to invest more or less in this situation depends on whether they are more concerned with demand and utilization [...] or with profitability [...] The sign of  $f_2$  should therefore be ambiguous, *a priori*.” (Blecker, 2002, p. 135). No entanto, para os autores o problema mencionado acima pode ser resolvido tomando a participação dos lucros na renda e o grau de utilização da capacidade produtiva como variáveis independentes na função de investimento: “These problems are avoidable by treating profit share/margin and capacity utilization as independent and separate arguments in an investment function.” (Marglin e Bhaduri, 1990, p. 380)

Os autores propõem então que seja adotada uma função de demanda por investimento do tipo:

$$g_t^i = f(\pi, u_t) \quad (1.27)$$

---

<sup>3</sup> Para além do modelo desenvolvido em Bhaduri e Marglin (1990) e Marglin e Bhaduri (1990), muitos trabalhos empíricos tomam por base ainda a contribuição de Bowles e Boyer (1990). Bowles e Boyer (1990) e Bowles e Boyer (1995) ressaltam que, dentro de um modelo keynesiano, o efeito de uma variação dos salários no nível de demanda agregada não pode ser determinado *a priori*. Para os autores, a determinação dessa relação para uma dada economia deve considerar o efeito de uma variação dos salários sobre a produtividade do trabalho. “Whether for the positive inducement of better motivation or the negative inducement of fear of job loss, wages have been shown in a number of studies to influence labor productivity” (Bowles e Boyer, 1995, p. 144). Assim, os autores colocam a possibilidade de um regime de emprego wage-led, “as an institutional structure within which an exogenous wage increase induces an increase in employment.” (Bowles e Boyer, 1995, p. 145)

Os autores especificam a demanda por investimento incluindo na mesma a variável  $e_t = L_t/H_t$ , que é a proporção de horas de trabalho empregadas em relação à oferta de horas de trabalho, no lugar da variável de atividade da economia. Ou seja,  $I_t/K_t = f_0 + f_1 r_t + f_2 e_t$ . Os autores justificam essa especificação da função investimento pelo interesse em estimar os efeitos diretos e indiretos de mudanças na taxa de lucro e no emprego sobre o investimento. Os detalhes do modelo de Bowles e Boyer (1990) e (1995) são abordados na revisão empírica no Capítulo 2.

Com derivadas parciais,  $f_\pi > 0$ ,  $f_u > 0$ . Para os autores a hipótese  $f_u > 0$  é mais razoável, pois assume que se o grau de utilização aumenta, para certa participação dos lucros na renda, constante, então as firmas necessariamente desejam investir mais. “The first of these variables measures the return to capitalists on condition that goods can be sold; the second, an ‘accelerator’ variable, reflects the impact of demand conditions.” (Marglin e Bhaduri, 1990, p.163).

O equilíbrio do mercado de bens no modelo proposto passa então a ser definido por:  $\frac{\pi(u^*)}{\bar{v}} = f(\pi, u^*)$ , de onde:

$$\begin{aligned} \frac{d\left(\frac{\pi u^*}{\bar{v}}\right)}{d\pi} &= \frac{d(f(\pi, u^*))}{d\pi} \Rightarrow \frac{u^*}{\bar{v}} + \frac{\pi}{\bar{v}} \frac{du^*}{d\pi} = f_\pi + f_u \frac{du^*}{d\pi} \Rightarrow \frac{du^*}{d\pi} \\ &= -\left(\frac{u^*}{\bar{v}} - f_\pi\right) / \left(\frac{\pi}{\bar{v}} - f_u\right) \end{aligned} \quad (1.28)$$

Segundo Blecker (2002), o denominador da equação (1.28) deve ser positivo para que se tenha o equilíbrio do mercado de bens. No entanto, o numerador pode ser tanto positivo quanto negativo. Neste modelo, portanto, a economia é estagnacionista se  $\frac{u^*}{\bar{v}} > f_\pi$  e não estagnacionista se  $\frac{u^*}{\bar{v}} < f_\pi$ .

Vale, contudo, destacar que o resultado não estagnacionista  $\left(\frac{du^*}{d\pi} > 0\right)$  é ainda um resultado forte, pois requer que uma redistribuição da renda a favor dos lucros estimule a demanda agregada total. Ou seja, o estímulo de um aumento da participação dos lucros na demanda por investimento deve ser tão alto que supere a redução nos gastos com consumo. Outra possibilidade é que um aumento da participação dos lucros na renda aumente o investimento e a taxa de crescimento da economia, porém reprimindo a demanda agregada. É o caso de uma economia estagnacionista não cooperativa. Essa relação pode ser compreendida através das equações abaixo.

Uma vez que  $r^* = \frac{\pi u^*}{\bar{v}}$  e  $g = \frac{\pi u^*}{\bar{v}}$  as derivadas relevantes podem ser expressas através das seguintes expressões em forma logarítmica:  $\ln(r^*) = \ln(\pi) + \ln(u^*) - \ln(\bar{v}) = \ln(g^*)$ . E, portanto:

$$\frac{d\ln(r^*)}{d\ln(\pi)} = \frac{d\ln(g^*)}{d\ln(\pi)} = 1 + \frac{d\ln(u^*)}{d\ln(\pi)} \quad (1.29)$$

Assim, no caso estagnacionista, quando a derivada  $\frac{d\ln(u^*)}{d\ln(\pi)}$  for menor do que zero, as derivadas  $\frac{d\ln(r^*)}{d\ln(\pi)} = \frac{d\ln(g^*)}{d\ln(\pi)}$  serão positivas, se e somente se  $\left| \frac{d\ln(u^*)}{d\ln(\pi)} \right| < 1$ , ou seja, se o grau de utilização for relativamente inelástico à participação dos lucros na renda. Isto é o que Blecker (2002) chama de estagnacionismo não cooperativo. “In the sense that capitalists do not have an incentive to cooperate with workers because they can increase their profit rate and accumulation rate by raising their mark-ups and profit share [...] even though they depress aggregate demand and capacity utilization [...] in the process.” (Blecker, 2002, p. 136) O caso oposto, quando  $\left| \frac{d\ln(u^*)}{d\ln(\pi)} \right| > 1$  é o que Marglin e Bhaduri (1990) denotam por estagnacionista cooperativo, em que  $\frac{d\ln r}{d\ln \pi} = \frac{d\ln g}{d\ln \pi} < 0$ .

Por outro lado, no caso não estagnacionista, a derivada  $\frac{d\ln(u^*)}{d\ln(\pi)}$  é maior que zero, portanto, também,  $\frac{d\ln(r^*)}{d\ln(\pi)} = \frac{d\ln(g^*)}{d\ln(\pi)}$  serão maiores do que zero, apresentando um resultado de crescimento também *wage-led*.

Portanto, as equações que se pode obter a partir de uma especificação da função investimento e da condição de equilíbrio no mercado de bens permitem uma análise importante para esse trabalho. A partir dessas especificações é possível determinar se o modelo é estagnacionista - obtém como resultado que um aumento da parcela salarial na renda afeta positivamente o grau de utilização da capacidade produtiva - ou não-estagnacionista, se afeta negativamente. Além disso, também através dessas equações pode-se determinar se o modelo chega a um resultado de crescimento *wage-led* - que um aumento da parcela salarial da renda tem um efeito taxa positivo na trajetória de crescimento - ou crescimento *profit-led* se tem um efeito negativo.

No caso do modelo neo-Kaleckiano desenvolvido por Marglin e Bhaduri (1990) o resultado de crescimento *wage-led* ou *profit-led*, assim como o resultado estagnacionista ou não estagnacionista e o resultado cooperativo ou não cooperativo, vai depender dos parâmetros que se estima para a função investimento de cada economia. Portanto, o modelo permite, em teoria, que qualquer um dos resultados explicitados na Tabela 1.1 seja obtido. Porém, os parâmetros estimados para as diferentes economias é que determinará o tipo de crescimento de cada uma delas, segundo o modelo de Marglin e Bhaduri (1990).



O segundo capítulo desta dissertação apresenta os principais testes empíricos realizados dentro dessa teoria neo-Kaleckiana. Esses trabalhos têm por objetivo avaliar a relação entre a distribuição funcional da renda e a taxa de crescimento das diferentes economias estudadas, o que é feito, na maioria dos casos seguindo o modelo de Marglin e Bhaduri (1990) acima apresentado. No entanto, a discussão feita no Capítulo 2 teve por propósito avaliar os resultados obtidos nestes testes empíricos e saber até que ponto eles realmente testam trajetórias de crescimento e não apenas os regimes de demanda. Uma vez que, a maioria dos trabalhos estima o efeito da variável distributiva para a trajetória de crescimento via os coeficientes da mesma nas equações dos componentes da demanda agregada, concluiu-se que estes testes não estão, de fato, estimando o regime de crescimento.

Esses resultados serão detalhados no Capítulo 2, inclusive para que se possa, então, fazer uma avaliação empírica própria da relação entre crescimento e distribuição funcional da renda na economia brasileira. No entanto, é importante destacar agora mais uma vez essa diferença entre a estimação de um regime de demanda e um regime de crescimento, como mostra a Tabela 1.1, para que se possa avaliar os resultados empíricos obtidos nos Capítulos 2 e 3 de forma correta.

Contudo, antes de se passar a avaliação empírica, a seção 1.3 a seguir termina a revisão teórica deste trabalho, apresentando o modelo do supermultiplicador com um fechamento diferente para a relação entre crescimento e distribuição.

### 1.3 – O modelo do supermultiplicador

O modelo do supermultiplicador desenvolvido em Serrano (1995) propõe que existe uma tendência de longo prazo a que a capacidade produtiva se ajuste à demanda efetiva. “Indeed, that would be the case if the long-run evolution of productive capacity of a capitalist economy is seen as being usually demand-led rather than resource-constrained.” (Serrano, 1995, p. 11). Segundo Serrano (1995) um sistema econômico pode ser caracterizado como liderado pela demanda desde que duas condições sejam satisfeitas: (i) a soma das propensões marginais a investir e a consumir, seja menor que um, ou seja, a propensão marginal a gastar é, no total, menor do que um; e (ii) existe um nível positivo de gastos autônomos que não geram capacidade para as empresas capitalistas no longo prazo. “If these two conditions are met we obtain the long-period Sraffian supermultiplier [...] in which the long period level of output and normal productive capacity are equal to and determined by long period effective

demand.” (Serrano, 1995, p. 16). Este nível de demanda efetiva é, por sua vez, um múltiplo dos gastos autônomos. Múltiplo este que é tão maior quanto maiores forem as propensões marginais a consumir e investir.

Assim, Serrano (1995) parte de um modelo em que as condições técnicas de produção, assim como o salário real, são consideradas variáveis exógenas. Considera-se ainda uma economia em condições de livre competição, o que leva a uma taxa de lucro uniforme para os produtores. Por fim, trata-se de um modelo com um único produto que é produzido tomando como meios de produção o próprio produto, como capital, e trabalho, não há recursos escassos e há retornos constantes de escala. Abstraindo-se ainda os gastos do governo, impostos e o comércio internacional, tem-se que a demanda agregada possui três componentes básicos:

$$D_t = C_t^W + I_t + Z_t \quad (1.30)$$

Onde,  $C_t^W$  é o consumo induzido,  $I_t$  é o investimento induzido e  $Z_t = C_t^\Pi$  é o consumo capitalista, mas que a partir de agora passa a ser considerado autônomo. Essa mudança de variável para denotar o consumo capitalista visa ressaltar o caráter autônomo, ou seja, não induzido pela renda, que este assume no modelo do supermultiplicador. Assim, o consumo dos trabalhadores volta a ser o único consumo induzido e mantém-se a hipótese de que o consumo induzido é dado pela participação dos salários na renda, multiplicada pelo produto,  $C_t^W = \omega Y_t$ . É ainda necessária a hipótese de que  $\omega < 1$ . Essa hipótese é justificada pela interpretação Kaleckiana-Kaldoriana do princípio da demanda efetiva: “provided that the share of wages and salaries in gross income is less than one, the aggregate marginal propensity to consume will always be lower than one.” (Serrano, 1995, p. 26).

Destaca-se ainda que  $I_t$ , investimento, é considerado no longo prazo um componente induzido da demanda no modelo do supermultiplicador. Serrano (1995) afirma que nada impede que as firmas tomem decisões autônomas de investimentos que gerem capacidade produtiva. No entanto, caso essas decisões alcancem uma magnitude substancial elas resultarão na criação de um excesso de capacidade produtiva, que levará a uma redução dos investimentos induzidos. “In other words, given the competitive pressure to adjust capacity to demand, in the long run autonomous capacity generating investment tends to “crowd out” the induced.” (Serrano, 1995, p. 31)

Portanto, no modelo do supermultiplicador, o investimento continua a ser induzido pelo nível de atividade econômica, porém de uma forma diferente daquela adotada nos modelos neo-

Kaleckianos. No modelo do supermultiplicador, para além de considerar o investimento um gasto induzido, a propensão marginal a investir passa a ser endógena ao nível de atividade da economia. Vale lembrar que o investimento, devido ao seu caráter dual de ser ao mesmo tempo um componente da demanda agregada e ser gerador de capacidade produtiva, é, fundamentalmente, uma demanda derivada que tem como objetivo por parte do capitalista criar, de forma lucrativa, a capacidade produtiva para atender o crescimento do mercado. Uma vez que a capacidade produtiva não pode ser ajustada, de forma imediata, às flutuações de mercado, parece razoável assumir que os capitalistas irão operar com uma margem de capacidade produtiva ociosa para não perderem parcelas de mercado (Steindl, 1952 *apud* Freitas e Serrano, 2013). É possível então assumir que existe um grau de utilização normal da capacidade ( $u_n$ ) que é suposto exógeno e positivo. Além disso, toma-se por hipótese que o processo de competição capitalista implica um crescimento do investimento acima da demanda agregada sempre que a capacidade utilizada estiver abaixo do seu nível normal e vice-versa. Essa dinâmica pode ser explicada a partir de uma função de investimento:

$$I_t = h_t Y_t \quad (1.31)$$

Onde  $h_t$  é a propensão marginal a investir, que passa ainda a ser endogenamente determinada pela equação (1.32) abaixo:

$$\dot{h} \stackrel{\text{def}}{=} h_t \gamma (u_t - u_n) \quad (1.32)$$

Onde  $0 \leq h_t < 1$  e  $\gamma > 0$  é o parâmetro que mede a reação da taxa de crescimento da propensão marginal a investir a desvios de  $u_t$  em relação ao seu nível normal. Das equações (1.31) e (1.32) acima é possível ainda perceber que:

$$g_t^I = g_t + \gamma (u_t - u_n) \quad (1.33)$$

Assim, para valores de  $u_t$  maiores (menores) que o normal, a margem de capacidade produtiva não empregada estará abaixo (acima) do nível desejado e, portanto, a concorrência capitalista fará o investimento crescer acima (abaixo) da taxa de crescimento do nível de atividade. Mais especificamente, quando o grau de utilização está acima de seu nível normal, cada capitalista elevará o ritmo de expansão da capacidade produtiva na tentativa de eliminar o risco de que, diante da incapacidade de atender a um pico de demanda, acabem perdendo participação no mercado. Por outro lado, na situação inversa, os capitalistas buscarão reduzir o ritmo de crescimento da capacidade em relação ao crescimento do mercado, pois assim

podem auferir uma taxa de lucro corrente maior sem correr o risco de perder parcelas de mercado.

Além disso, no equilíbrio,  $Y_t = (\omega + h_t)Y_t + Z_t = \left(\frac{1}{1-\omega-h_t}\right)Z_t$ , onde o termo entre parêntesis é o supermultiplicador. Desta última equação é possível ainda obter o seguinte resultado:

$$g_t = g_z + \frac{\dot{h}}{1-\omega-h_t} = g_z + \frac{h_t \gamma (u_t - u_n)}{1-\omega-h_t} \quad (1.34)$$

Por fim, de um lado, a taxa de crescimento do estoque de capital, em uma economia com taxa de depreciação igual a zero, por definição, é dada, como visto nos modelos de Cambridge e neo-Kaleckianos, por:  $g_t^K = \frac{\Delta K_t}{K_t} = \frac{I_t}{K_t} = \frac{(I_t/Y_t)Y_t}{K_t} = \frac{(I_t/Y_t)}{\bar{v}} u_t$ , o que, no modelo do supermultiplicador resulta em:  $g_t^K = \frac{h_t u_t}{\bar{v}}$ . Por outro lado, da definição de grau de utilização da capacidade produtiva, tem-se que:  $u_t \stackrel{\text{def}}{=} \frac{Y_t}{Y_t^p} = \frac{Y_t}{K_t} \frac{K_t}{Y_t^p}$  e, portanto, as variações no grau de utilização da capacidade produtiva são dadas por  $\dot{u} = u_t(g_t - g_t^K)$ , uma vez que se considera constante a razão técnica capital-produto. Assim, é possível ver pelas equações acima que o ajuste entre a taxa de acumulação e o crescimento da demanda por investimento e da renda, necessário à estabilidade do sistema, ocorre através de mudanças no grau de utilização da capacidade produtiva,  $u_t$ , e na propensão marginal a investir a partir da renda,  $h_t$ .

Portanto, como o estado estacionário é caracterizado por  $\dot{h} = 0$ , ou seja, necessariamente,  $u^* = u_n$  então, de (1.33) e (1.34)  $g_t^* = g^* = g_z$ . Além disso, uma vez  $\dot{u} = 0$  é também condição necessária ao estado estacionário,  $g^* = g_K^*$ , o que é garantido por ajustes em  $h_t$ . Assim, no estado estacionário, as taxas de crescimento da oferta agregada, do investimento agregado e da acumulação de capital são determinadas pela taxa de crescimento do consumo autônomo. Já o nível de produto é dado por:

$$\begin{aligned} Y^* &= \left(\frac{1}{1-\omega-h^*}\right)Z_t = \left[\frac{1}{1-\omega-(I/Y)^*}\right]Z_t = \left(\frac{1}{1-\omega-\frac{\bar{v}}{u_n}g_K^*}\right)Z_t \\ &= \left(\frac{1}{1-\omega-\frac{\bar{v}}{u_n}g_z}\right)Z_t = \left(\frac{1}{s-\frac{\bar{v}}{u_n}g_z}\right)Z_t \end{aligned} \quad (1.35)$$

Onde  $s$  é a propensão a poupar da economia, assumindo  $s_\omega = 0$  e  $s_\pi = 1$  e o termo entre parênteses é o valor do supermultiplicador em *steady-state*. Portanto, no modelo do supermultiplicador a distribuição funcional da renda não possui um efeito taxa sobre a trajetória de crescimento de uma economia. “Nevertheless, although a change in the income distribution does not have permanent growth effects, such a change does have a level effect over the equilibrium values of all non-stationary variables of the simplified supermultiplier growth model here presented.” (Freitas e Serrano, 2013, p.13) Assim, a princípio para o modelo do supermultiplicador uma variação na distribuição funcional da renda não terá um efeito sobre a taxa de crescimento da economia, apenas um efeito nível.

### 1.3.1 – A importância dos gastos autônomos no modelo do supermultiplicador

Serrano (1995) demonstra ainda que, no contexto do supermultiplicador Sraffiano, é a presença do componente autônomo na demanda agregada que permite que a propensão média a poupar da economia se ajuste automaticamente à taxa de investimento, permitindo que o produto potencial se ajuste à demanda sem que para isso tenham que ocorrer mudanças permanentes no grau de utilização da capacidade produtiva ou variações na distribuição funcional da renda.

Desde os trabalhos iniciais de Harrod (1948) tornou-se comum a ideia de que o pleno ajustamento da capacidade produtiva à demanda era logicamente impossível e que, portanto, a operação do princípio da demanda efetiva no longo prazo envolvia, necessariamente, mudanças na média do grau de utilização da capacidade produtiva ou mudanças na distribuição de renda. No entanto, Freitas e Serrano (2013) ressaltam que essa ideia está relacionada ao fato de os modelos neo-Kaleckianos assumirem que o único componente autônomo da demanda era o investimento, sendo os demais uma função direta da renda da economia.

Assim, por exemplo, nos modelos neo-Kaleckianos, na versão mais simples, e de Cambridge a demanda agregada era dada por  $D_t = C_t^W + C_t^\Pi + I_t$ , onde  $C_t^\Pi = c_t^k Y_t = c_\pi(1 - \omega)Y_t$  era consumo capitalista induzido,  $I_t$  era o investimento, exógenamente determinado, e  $C_t^W = \omega Y_t$  era o consumo a partir dos salários. Assim, a condição de equilíbrio entre demanda agregada e oferta agregada era dada por:  $Y_t = D_t = \omega Y_t + c_\pi(1 - \omega)Y_t + I_t$  e que:

$$Y_t = \frac{1}{1 - \omega - c_\pi(1 - \omega)} I_t = \frac{1}{s_\pi(1 - \omega)} I_t.$$

No modelo de Cambridge, a igualdade entre poupança e investimento era garantida pela variável de distribuição funcional da renda. Ou seja, a igualdade:  $s_{\pi}(1 - \omega^*)Y_t = s^*Y_t = S_t^* \equiv I_t$  era garantida pela variável distributiva que, por sua vez, determinava a propensão a poupar da economia. Onde  $s$  é a propensão marginal a poupar da economia como um todo.

No entanto, no modelo neo-Kaleckiano a variável de distribuição funcional da renda é considerada exógena e, portanto, a igualdade:  $s_{\pi}(1 - \omega)Y^* = sY^* = S_t^* \equiv I_t$  era garantida pelo ajuste no nível de renda. Ou seja, sendo  $s$  a propensão média e marginal a poupar da economia como um todo que por definição é igual a  $s = s_{\pi}(1 - \omega)$  e, portanto, exógena, o nível de poupança agregada se ajusta ao nível de investimento agregado através de variações no nível de produto agregado. Ou seja, o investimento determina a poupança, através de variações em  $Y_t$ , uma vez que  $s$  está dado. Porém,

$$\frac{I_t}{Y_t} = \frac{S_t}{Y_t} = s \equiv s_{\pi}(1 - \omega) \quad (1.36)$$

Ou seja, a propensão marginal a poupar, exogenamente definida, é que determina a taxa de investimento no modelo neo-Kaleckiano. “Now, since the saving ratio is an exogenous variable and it determines the investment share of output, then the latter cannot be changed according to the requirements of the pace of economic growth.” (Freitas e Serrano, 2013, p. 28). Assim, a única variável de ajuste no modelo neo-Kaleckiano é o grau de utilização da capacidade produtiva.

No entanto, ao se admitir a existência de um componente autônomo da demanda agregada que não gera capacidade para o setor privado “the saving ratio becomes an endogenous variable and the investment share of output can change allowing the adjustment of the actual rate of capacity utilization to its normal level as we have in the supermultiplier growth model.” (Freitas e Serrano, 2013, p. 29 e 30)

Assim, no modelo do supermultiplicador simples aqui apresentado o que vai permitir que o grau de utilização da capacidade produtiva se ajuste ao seu nível normal será a existência de um componente autônomo no consumo agregado. Com a inclusão de um componente autônomo dos gastos, o equilíbrio entre investimento e poupança passa a ser possível via ajustes da participação deste componente na demanda agregada. Ou seja,  $S_t = sY_t - Z_t = I_t$  e, portanto,  $\frac{S_t}{Y_t} = \frac{sY_t - Z_t}{Y_t}$ , ou ainda, dada a propensão marginal a poupar, o ajuste da poupança ao investimento decorre do ajuste da renda à demanda agregada.

No entanto, agora:  $\frac{S_t}{Y_t} = s - \frac{Z_t}{Y_t} = s f_t = \frac{I_t}{Y_t}$ , onde por definição  $f_t \stackrel{\text{def}}{=} \frac{S_t/Y_t}{s}$ , ou seja, a propensão marginal a poupar não mais determina a razão investimento renda de uma economia. Vale aqui notar que se  $Z_t = 0$  então  $f_t = 1$  e  $\frac{S_t}{Y_t} = s$  e, neste caso,  $s$  determina a participação dos investimentos na renda, como no caso neo-Kaleckiano.

Porém, desde que  $Z_t > 0$  então  $f_t < 1$  e  $\frac{S_t}{Y_t} < s$ , ou seja, a participação da poupança na renda, assim como a razão investimento renda, passa a depender dos gastos autônomos, em relação aos demais componentes da demanda. “In an economy in which a substantial amount of autonomous consumption is present we must distinguish carefully between the average and marginal (aggregate) propensities to save.” (Serrano, 1995, p. 55)

Once we introduce the autonomous component of final consumption (Z), we see that the marginal propensity to save becomes only the upper limit of the average propensity to save. Thus, while the average propensity still cannot be higher than the marginal it now can and will be lower, since the autonomous expenditures term provides a source of 'dissaving'. (Serrano, 1995, p. 56)

Assim, a propensão a investir presente no modelo do supermultiplicador não tem um valor exogenamente determinado. Portanto, não caberá apenas ao grau de utilização da capacidade produtiva o papel de ajustar a taxa de crescimento do estoque de capital a do investimento. Mudanças na taxa de investimento/poupança serão responsáveis pelo ajuste. Com isso, podemos fazer a hipótese adicional de que o grau de utilização da capacidade produtiva tende a um nível normal,  $u_n$ , pois este não precisa mais variar livremente entre zero e um para garantir a estabilidade do modelo.

#### 1.4 – Conclusão da revisão teórica: os modelos de crescimento e a distribuição funcional da renda

Dessa primeira abordagem da literatura de crescimento econômico é possível concluir que para o modelo de crescimento de Cambridge há uma relação negativa entre as variáveis taxa de crescimento econômico e participação dos lucros na renda, relação essa necessária ao fechamento teórico do modelo, ou ainda,  $g_I \equiv g^* = g_K^* = \frac{\pi^* - c_k}{\bar{v}}$ . Vale, no entanto, destacar que a relação de determinação é da taxa de crescimento do investimento para a variável distributiva.

Já nos modelos de crescimento neo-Kaleckianos é importante diferenciar os modelos com investimento exógeno daqueles com investimento endógeno. Para os primeiros, a variável distributiva não tem efeito sobre a taxa de crescimento da economia, pois,  $g_I \equiv g^* = \frac{\pi - c_k}{\bar{v}} u^*$ , ou seja, caso ocorra uma mudança na distribuição funcional da renda, o grau de utilização da capacidade produtiva deve se ajustar, garantindo que a taxa de crescimento da economia continue igual à taxa de crescimento do investimento.

Já no segundo tipo de modelo neo-Kaleckiano existe uma relação entre a variável distributiva e o crescimento da economia que resulta da inclusão da taxa de lucro na equação de determinação da taxa de crescimento do investimento, ou seja,

$$g^* \equiv g_I^* \equiv \frac{\pi}{\bar{v}} u^* \equiv \frac{f_0\left(\frac{\pi}{\bar{v}}\right)}{\left[(1-f_1)\left(\frac{\pi}{\bar{v}}\right) - f_2\right]}.$$

Esse resultado mostra que existe uma relação causal da variável distributiva para o crescimento que depende dos parâmetros  $f_0$ ,  $f_1$  e  $f_2$  da função investimento. No entanto, como desenvolvido por Blecker (2002),  $(1 - f_1) > 0$  é condição necessária à estabilidade do modelo, o que resulta em uma relação causal necessariamente negativa da participação dos lucros na renda para o grau de utilização da capacidade produtiva e, portanto, para a taxa de crescimento da economia. Resultado este que é denotado por um regime de demanda *wage-led* e um regime de crescimento também *wage-led*.

Além disso, na versão do modelo neo-Kaleckiano como proposto por Marglin e Bhaduri (1990) em que a participação dos lucros na renda entra diretamente na equação de determinação do crescimento do investimento. Nesta especificação, a relação positiva (negativa) entre crescimento e distribuição de renda, que também ocorre via crescimento do investimento, depende dos parâmetros,  $f_\pi$  e  $f_u$  estimados para as derivadas da função de investimento em cada economia.

Por fim, no modelo do supermultiplicador não há uma relação permanente entre a taxa de crescimento econômico e a distribuição funcional da renda, sendo que mudanças exógenas na distribuição de renda provocam apenas um efeito nível sobre o produto (e temporário sobre o crescimento). Nesse modelo, a variável distributiva é considerada exógena, assim como no modelo neo-Kaleckiano. No entanto, esta possui apenas um efeito temporário sobre o nível da renda e não um efeito sobre a taxa de crescimento da economia, como no modelo de Cambridge.



Quanto ao efeito nível sobre a renda cabe ainda um comentário adicional sobre a diferença dos resultados previstos pelos neo-Kaleckianos de um lado e pelo de Cambridge no outro. No modelo de Cambridge, a variável distributiva possui um efeito nível temporário sobre a renda que decorre diretamente das hipóteses de que  $Y_t = C_t^W + C_t^\Pi + I_t$ , onde  $C_t^\Pi = c_\pi(1 - \omega_t)Y_t$ , e  $C_t^W = c_\omega\omega_tY_t$  e  $c_\pi < c_\omega$ . Isso porque dessas hipóteses pode-se concluir que,  $Y_t = \varphi_t I_t$ , onde  $\varphi_t = 1/(1 - \omega_t(c_\pi - c_\omega) - c_\pi)$  é o multiplicador keynesiano, que depende, inversamente da participação dos salários na renda, desde que se possa assumir,  $c_\pi < c_\omega$ .

Esse resultado também é esperado pelos modelos neo-Kaleckianos, que, no entanto, esperam ainda efeitos sobre o grau de utilização da capacidade produtiva de equilíbrio, via investimento, e, portanto, na demanda agregada, como especificado por Blecker (2002). No caso dos modelos com investimento exógeno, concluiu-se que o grau de utilização de equilíbrio era dado por;  $u^* = \frac{\bar{v}gI}{1-\omega-c^k}$ , ou seja, pode-se determinar a priori que o efeito de uma mudança na distribuição de renda a favor dos salários sobre a demanda agregada é positivo. No entanto, como destaca Blecker (2002), no caso dos demais modelos neo-Kaleckianos pode ser positivo ou negativo a depender dos parâmetros estimados para a função investimento.

Por fim, para a versão simples do modelo do supermultiplicador apresentada aqui, a participação dos salários na renda, assim como no modelo de Cambridge, deve ter um efeito nível positivo sobre a renda que decorre da equação:  $Y_t = \left(\frac{1}{1-\omega}\right)(Z_t + I_t)$ . No entanto, ao contrário do modelo de Cambridge, a existência de gastos autônomos improdutivos na economia é levada em conta. Estes gastos em um contexto de uma economia aberta podem, por exemplo, incluir as exportações que podem estar inversamente relacionadas à participação dos salários na renda.<sup>4</sup> Assim, mesmo que *a priori* essa relação seja positiva, a existência de gastos autônomos improdutivos na economia, incorporados no modelo do supermultiplicador, podem tornar este efeito negativo.

Com base nessa discussão teórica, resumida na Tabela 1.2 abaixo, é possível agora passar a uma discussão mais empírica sobre os efeitos de mudanças na distribuição funcional da renda sobre o crescimento de uma economia. Como já mencionado, o objetivo do trabalho, em linhas gerais, é estudar os efeitos de mudanças na participação dos salários na renda sobre o desempenho da economia brasileira. Para este estudo é necessário, além desta revisão teórica, um trabalho empírico de estimação dessa relação para a economia brasileira. No entanto,

---

<sup>4</sup> Ver Felipe e Kumar (2011) para maiores detalhes sobre o assunto.

antes de propor um trabalho empírico próprio considerou-se necessária uma revisão dos trabalhos empíricos já realizados e que tomam algum dos modelos acima estudados como base teórica para suas estimações.

Tabela 1.2 – A relação entre crescimento e distribuição nos modelos de Cambridge, neo-Kaleckianos e do supermultiplicador

	Efeito taxa	Efeito nível
Modelos de Cambridge	O efeito direto da taxa de crescimento para a participação dos lucros na renda.	Efeito positivo da participação dos salários na renda para o nível de renda.
Modelo neo-Kaleckiano com investimento exógeno	Não existe efeito taxa.	Regime de demanda <i>wage-led</i> .
Modelo neo-Kaleckiano com investimento endógeno	Regime de crescimento <i>wage-led</i> .	Regime de demanda <i>wage-led</i> .
Modelos neo-Kaleckianos à la Marglin e Bhaduri (1990)	Existe efeito taxa cujo sinal depende de $f_{\pi}$ e $f_u$	Regime de demanda que depende de $f_{\pi}$ e $f_u$
Modelo do supermultiplicador	Não existe efeito taxa	A princípio apenas um efeito positivo da participação dos salários na renda para o nível de renda, desde que $c_{\pi} < c_{\omega}$ .

Elaboração própria

## Capítulo 2 - A Revisão da Literatura Empírica sobre a Relação entre Crescimento e a Distribuição Funcional da Renda

### 2.1 - Contextualização histórica e revisão empírica

Segundo Glyn et al. (1990), Panitch e Gindin (2012), entre outros, após a Segunda Guerra Mundial, os mercados internos é que passaram a dar às economias o dinamismo necessário. As regulações no mercado de trabalho em conjunto com um alto crescimento econômico e reduzidas taxas de desemprego davam maior poder de barganha às classes trabalhistas. Uma consequência disso é que as economias capitalistas avançadas experimentaram uma enorme melhora em seus padrões de vida. Esse período ficou conhecido como a *Golden Age* do capitalismo.

Nesse período, como ressalta Pasinetti (1962), teorias macroeconômicas que relacionam a taxa de lucro e a distribuição de renda com o crescimento econômico começam a ser elaboradas em Cambridge, por autores como Kaldor, Pasinetti e Robinson. Para Marglin (1984) a grande contribuição dessa abordagem neo-Keynesiana é introduzir a demanda por investimento como motor principal do crescimento econômico. Daí a preocupação com a distribuição da renda entre parcela dos lucros e dos salários.

Contudo, apesar desses modelos iniciais serem os primeiros a tentar combinar a preocupação clássica com crescimento e distribuição com o princípio Keynesiano de demanda efetiva, eles estabeleciam uma relação direta entre crescimento econômico e desigualdade de renda. Ou seja, quanto maior o crescimento econômico maior teria que ser a parcela dos lucros na renda, uma vez que, como visto na revisão teórica, essa última é uma variável de ajuste. Porém, a partir de contribuições, dentro da visão Keynesiana, de autores como Dutt (1984) e Rowthorn (1981), a hipótese de que uma maior desigualdade de renda era um resultado necessário do maior crescimento econômico é contestada (Ederer e Stockhammer, 2007, p. 119).

Dentro da tradição Kaleckiana, a hipótese de que uma maior participação dos salários na renda pode ter efeitos expansivos para uma economia passa a ser defendida. Inicialmente, nas ideias desenvolvidas em Kalecki (1971) um aumento da participação dos salários na renda levaria, necessariamente, a um aumento da demanda efetiva. Porém, dentro da visão neo-Kaleckiana, Bhaduri and Marglin (1990), entre outros, propõem um modelo que, de certa forma, é uma generalização dos modelos Keynesianos e Kaleckianos, no sentido de que

permite que os regimes de demanda sejam *wage-led* ou *profit-led*, a depender das características das economias. Ou seja, é a partir desse debate na década de 1980 e 1990 que Marglin e Bhaduri (1990) e Bhaduri e Marglin (1990) propõem, dentro da visão Kaleckiana, o modelo visto na revisão teórica. Esse modelo serviu de base teórica para grande parte dos testes empíricos que estão descritos na seção seguinte.

Por outro lado, como ressaltam Onaran e Galanis (2012) desde as reformas neoliberais dos anos 1980s houve um forte declínio da participação dos salários na renda. “The promise of these reforms was to stimulate private investment and exports, which in turn was expected to generate higher growth, more jobs and trickle down effects.” (Onaran e Galanis, 2012. p. 1). No entanto, para a tradição neo-Kaleckiana, o efeito dessa redução é ambíguo e depende dos parâmetros estimados para as funções de investimento e poupança. Nesse sentido, grande parte dos trabalhos analisados nesse segundo capítulo e que, portanto, se inserem na tradição neo-Kaleckiana, tentam explicar o desempenho de diversas economias tomando como variável explicativa a distribuição de renda.

Mais recentemente, alguns trabalhos como Stockhammer (2012) argumentam que os desequilíbrios econômicos enfrentados por diversos países durante a crise atual devem ser analisados como o resultado de uma interação entre a desregulação financeira e os efeitos macroeconômicos de uma crescente desigualdade. “In this sense rising inequality should be regarded as a root cause of the present crisis.” (Stockhammer, 2012, p. 17)

## 2.2 - A revisão da literatura empírica de crescimento e distribuição.

Assim, a partir das contribuições originais de Marglin e Bhaduri (1990) diversos trabalhos empíricos tentam estimar o tipo de regime de crescimento das economias desenvolvidas ou em desenvolvimento. Os textos apresentados a seguir estão selecionados em Hein e Vogel (2007, p. 488 e 489), Lavoie e Stockhammer (2013, p. 29), Stockhammer e Onaran (2012, p. 9 e 10), Onaran e Galanis (2013), Storm e Naastepad (2012) e Hein (2014) como trabalhos centrais ao debate empírico neo-Kaleckiano sobre a relação entre crescimento e distribuição e por isso foram considerados essenciais para essa seção. Para todos os testes empíricos buscou-se uma denotação comum que permitirá a comparação entre os mesmos ao final da Seção 2.2.

### 2.2.1 – Os primeiros testes empíricos neo-Kaleckianos

Primeiramente, Bowles e Boyer (1995) testam o modelo desenvolvido em Bowles e Boyer (1990), que insere no debate uma discussão a respeito do efeito dos salários sobre os esforços dos trabalhadores e, portanto, sobre a produtividade, como visto no Capítulo 1. Os autores definem uma função excesso de demanda  $ED_t = I_t + NX_t - S_t$ , onde  $I_t$  é o investimento, que é função da massa de lucros,  $\Pi_t$ , e da taxa de emprego,  $e_t$ ,  $NX_t$  são as exportações líquidas, que são uma função da massa de lucro e da taxa de emprego, e  $S_t$  é a poupança, função apenas da renda e da distribuição da mesma entre lucros e salários.

Assim, a partir da condição de equilíbrio de um excesso de demanda igual à zero no mercado de bens  $ED_t = 0$ , Bowles e Boyer (1995) chegam à conclusão de que o efeito de uma variação na taxa de salário real de equilíbrio ( $w^r$ ) sobre o emprego é dada por  $\frac{de^*}{dw^r} = -\frac{ED_w}{ED_e}$ . Onde  $ED_w$  e  $ED_e$  são as derivadas do excesso de demanda com relação a  $w^r$  e a  $e^*$ , respectivamente. No entanto, uma vez que a condição de estabilidade de curto prazo requer que  $ED_e < 0$ , o sinal de  $\frac{de^*}{dw^r}$  depende do sinal da derivada  $ED_w$ . Vale notar que  $ED_e < 0$  equivale à condição de a poupança crescer mais que o investimento e as exportações líquidas à medida que o emprego aumenta, o que é uma condição necessária à estabilidade do sistema Keynesiano.

Bowles e Boyer (1995) calculam então  $ED_w = e(s_r - s_w - i_1 - nx_r)$  a partir dos coeficientes estimados nas equações:

$$S_t/Y_t = S_0 + S_1(\Pi_{t-1}/Y_{t-1}); \quad (2.1)$$

$$I_t/K_t = I_0 + I_1(\Pi_{t-1}/K_{t-1}) + I_2e_{t-1} + I_3(I_{t-1}/K_{t-1});$$

$$NX_t/Y_t = NX_0 + NX_1(\Pi_{t-1}/Y_{t-1}) + NX_2e_{t-1},$$

Onde  $s_\omega = S_0$ ;  $s_\pi = S_1 + S_0$ ;  $i_1 = I_1/(1 - I_3)$ ;  $nx_r = NX_1(Y/K)$  e  $Y/K$  é calculada na média para o período utilizado na estimação. Os autores estimam o coeficiente da participação dos lucros na renda na função poupança,  $S_1 = s_\pi - s_\omega$ , positivo e significativo para todas as economias estudadas: França, Alemanha, Japão, Reino Unido e Estados Unidos. Para o investimento, os autores obtêm que uma mudança na taxa de lucro da economia apresenta um efeito positivo e significativo,  $I_1 > 0$ , sobre a taxa de acumulação no período seguinte em todos os casos. Já na equação de determinação das exportações líquidas, os autores obtêm que

a participação dos lucros na renda tem um efeito positivo e significativo, pelo menos a 10% de confiança, para todas as economias estudadas.

O resultado final obtido para esses autores é que o efeito de uma variação da taxa de salário real sobre o excesso de demanda é positivo para dois países e negativo para os outros três. A significância dessa relação não é estimada já que o coeficiente é calculado pela soma de outros coeficientes estimados.

No entanto, vale ainda ressaltar que os resultados obtidos não são para o regime de crescimento da economia. Pode-se no máximo dizer que dois países apresentam um regime de demanda *wage-led* e três *profit-led*, como os autores afirmam. Ainda assim, para afirmar isso é necessário assumir que a relação técnica trabalho-produto manteve-se constante, para que uma variação positiva da taxa de salário real resulte no aumento da participação dos salários na renda.

Outro trabalho pioneiro usualmente apresentado nas revisões empíricas é o de Gordon (1995). Neste trabalho, estimam-se equações lineares para os coeficientes dos componentes de demanda, consumo e investimento em função do grau de utilização da economia da taxa de lucro e da taxa de juros,  $i_t$ . Para simplificação, a depreciação e as variáveis exógenas que explicariam os componentes da demanda, consumo e investimento foram abstraídas. Assim, o nível de atividade da economia é dado por:  $u_t = C_t^p + I_t^p + NX_t^p$ , onde o sobrescrito  $p$  indica que consumo, investimento e exportações líquidas estão normalizados pelo produto potencial. Além disso, cada componente da demanda é dado por uma função do grau de utilização da capacidade produtiva, da taxa de lucro e da taxa de juros. Ou seja,  $C_t^p = C(u_t, r_t, i_t)$ ,  $NX_t^p = NX(u_t, r_t, i_t)$  e  $I_t^p = I(u_t, r_t, i_t)$ .

Gordon (1995) estima então uma função linear para a poupança, também normalizada pelo produto potencial:  $S_t^p \stackrel{\text{def}}{=} u_t - C_t^p$ , para  $I_t^p$  e para  $NX_t^p$  a partir de  $u_t, r_t, i_t$  e calcula a derivada do grau de utilização em relação à taxa de lucro, através da equação:  $\frac{du^*}{dr} = -\frac{S_1 - I_1 - NX_1}{S_2 - I_2 - NX_2}$ , onde  $S_1$  e  $S_2$  são os coeficiente que estimam, respectivamente, o efeito da taxa de lucro e do grau de utilização sobre a poupança e  $I_1, I_2, NX_1$  e  $NX_2$ , os mesmos efeitos, porém sobre o investimento e as exportações líquidas, respectivamente.

Gordon (1995) encontra que o efeito de uma mudança na taxa de lucro sobre a poupança, o investimento e as exportações líquidas, todos normalizados pelo produto potencial, é positivo

e significativo. O autor estima, por fim, que o efeito de uma mudança na taxa de lucro sobre o grau de utilização para os Estados Unidos é positivo. No entanto, não se pode dizer que o resultado é significativo, uma vez que ele não é estimado em si, mas é resultado de cálculos a partir de outros parâmetros estimados.

Além disso, vale ressaltar que, apesar de ser citado como referência empírica na estimação de regimes de demanda, o próprio autor não diz ter chegado a um resultado de demanda *profit-led*. Na verdade, o que Gordon (1995) estima é que uma mudança na taxa de lucro afeta positivamente o grau de utilização da economia. Porém, retomando a equação (1.15) a taxa de lucro é dada por  $r_t = \frac{\pi u_t}{v}$ . Ou seja, o resultado acima não implica que uma mudança na participação dos lucros na renda tenha um efeito positivo sobre o grau de utilização da economia e, portanto, um regime de demanda *profit-led*.

Por fim, vale ainda ressaltar o trabalho de Uemura (2000), que serve como base para diversos trabalhos empíricos neo-Kaleckianos que estudam a relação entre crescimento e distribuição no Brasil. Nesse modelo, o excesso de demanda é dado por:  $ED_t = g_t^i + (-P_t S_t + NX_t)/P_t^k K_t$ , para uma economia sem governo<sup>5</sup>, onde  $P_t^k$  é o nível de preços do estoque de capital. Da condição de equilíbrio,  $ED = 0$ , e da condição de estabilidade keynesiana,  $ED_u < 0$ , o autor calcula o efeito final de uma variação da participação dos lucros na renda sobre o grau de utilização da capacidade produtiva, em equilíbrio, pela derivada  $ED_\pi$ . Além disso, Uemura (2000) define as equações de estimação:

$$S_t = S_0 + s_\omega W_t + s_\pi \Pi_t \quad (2.2)$$

$$I_t/K_t = I_0 + I_1 r_{t-1} + I_2 u_{t-1};$$

$$NX_t = NX_0 + NX_1 \pi_{t-1} + NX_2 u_{t-1} + NX_3 r_{t-1}$$

Onde  $s_\omega$  e  $s_\pi$  são os efeitos da massa de salários e da massa de lucros, respectivamente, sobre a poupança. Portanto, o efeito de uma distribuição da renda a favor dos lucros sobre a poupança pode ser obtido por  $S_1 = s_\pi - s_\omega$ . Este efeito é estimado positivo para todo o período da economia japonesa estudado. Porém, não se pode calcular a significância do mesmo já que ele é o resultado de uma operação de dois coeficientes estimados. Além disso, o coeficiente da

---

<sup>5</sup> Apesar de, em geral, considerarem os gastos do governo no modelo teórico, os testes empíricos neo-Kaleckianos dificilmente estimam um equação de determinação para o governo e quando o fazem não explicitam uma relação do mesmo com a distribuição funcional da renda. Portanto, achamos mais conveniente omitir o gasto do governo, já que dentro do modelo neo-Kaleckiano não acrescenta muito para a relação entre crescimento e distribuição.

taxa de lucro na equação de determinação do investimento também foi estimado positivo e significativo para todo o período estimado.

Por fim, apenas para a equação de determinação das exportações líquidas o efeito da participação dos lucros muda ao longo do período. De 1963 a 1971 o efeito é negativo, porém não significativo e de 1979 a 1991 o efeito foi positivo e significativo. O autor então calcula o efeito final de uma mudança na variável distributiva sobre o nível de atividade da economia pelo sinal da derivada:  $ED_{\pi} = -(S_1 - I_1) \frac{u^*}{v} \left(\frac{P}{pk}\right)^* + NX_1$ . Esse efeito final é estimado positivo para 1963 a 1973 e negativo entre 1976 a 1995.

Vale ressaltar que Uemura (2000, p. 149 e 150) classifica esses resultados como um crescimento *profit-investment-led* de 1963 a 1971 e um crescimento *wage-led* sobreposto por um crescimento *export-led*. No entanto, o que se calcula é o efeito final de uma mudança da participação dos salários na renda sobre o excesso de demanda, ou seja, sobre o regime de demanda e não sobre o crescimento.

Além disso, Uemura (2000), assim como Gordon (1995), estima um efeito positivo e significativo da taxa de lucros sobre o investimento. Porém, pela equação (1.15), não se pode afirmar que uma variação positiva da participação dos lucros na renda tenha um efeito positivo sobre a participação dos lucros na renda. Assim, mesmo que  $I_1$  tenha sido estimado positivo significativo não se pode dizer que o autor obteve um regime de crescimento *wage-led* no sentido definido por Blecker (2002). A Tabela 2.1 a seguir resume os resultados encontrados nos três testes empíricos acima descritos.

Os trabalhos de Bowles e Boyer (1995), Uemura (2000) e Gordon (1995), juntamente, com Bhaduri e Marglin (1990) são apontados como referências em quase todos os trabalhos da literatura empírica revisados. Por isso, foram agrupados sob o título de trabalhos iniciais. No entanto, para além destes é possível apresentar ainda uma revisão da literatura empírica mais atual. Além disso, para que se possa analisar e comparar melhor os modelos em termos de resultados empíricos achou-se conveniente dividir os modelos neo-kaleckianos mais atuais em dois grupos. Em um primeiro grupo, na subseção 2.2.2, estão os trabalhos que estimam o efeito da variável distributiva sobre a renda através dos efeitos da primeira sobre cada um dos



componentes da demanda<sup>6</sup>. O que engloba a grande maioria dos trabalhos empíricos neo-Kaleckianos. Os demais trabalhos foram agrupados na subseção 2.2.3.

Tabela 2.1 - Os resultados dos modelos neo-Kaleckianos iniciais

Artigo	Dados usados ( $n$ = tamanho da amostra)	Resultado obtido para a economia aberta	Resultados parciais	Interpretação do resultado pelo autor	Interpretação do resultado pela Tabela 1.1
Bowles e Boyer (1995)	Dados anuais para França, Alemanha, Japão, Reino Unido e Estados Unidos. Para poupança usa dados de 1961-87 e para investimento de 1953-87 ( $n \geq 26$ )	$\begin{cases} ED_w > 0 \text{ para 2 países} \\ ED_w < 0 \text{ para 3 países} \end{cases}$	$\begin{aligned} S_1 > 0; \\ I_1 > 0 \\ NX_1 > 0 \end{aligned}$ Para todos os países	Demanda agregada é <i>profit-led</i> para 3 países e <i>wage-led</i> para 2 países	Demanda agregada é <i>profit-led</i> para 3 países e <i>wage-led</i> para 2 países
Gordon (1995)	Dados trimestrais para os Estados Unidos de 1955.1-1988.4 ( $n = 132$ )	$\frac{du}{dr} > 0$	$\begin{aligned} S_1 > 0; \\ I_1 > 0 \\ NX_1 > 0 \end{aligned}$	O resultado não é interpretado pelo autor nesses termos	Não se aplica, pois a derivada está em termos da taxa de lucro.
Uemura (2000)	Dados anuais para o Japão de 1963 a 1973 e de 1976 a 1995 ( $n = 29$ )	$\begin{cases} ED_\pi > 0 \text{ de 1963 - 1971} \\ ED_\pi < 0 \text{ de 1976 - 1995} \end{cases}$	$\begin{aligned} S_1 > 0 \\ I_1 > 0 \end{aligned}$ Para todo o período $NX_1 > 0$ de 1963 - 1971 $NX_1 < 0$ de 1976 - 1995	Crescimento <i>profit-led</i> de 1963 a 1971 e <i>wage-led</i> de 1976 a 1995	Demanda é <i>profit-led</i> de 1963 a 1971 e <i>wage-led</i> de 1976 a 1995

Elaboração própria

## 2.2.2 – Estimação por intermédio dos componentes da demanda

Primeiramente, destaca-se o trabalho de Stockhammer, Onaran e Ederer (2009) que estima o efeito de uma variação da participação dos salários na renda sobre a renda partindo da equação de demanda agregada,  $D_t$ :  $D_t = C(Y_t, \omega) + I(Y_t, \omega, Z_t^I) + NX(Y_t, \omega, Z_t^{NX}) + G(Y_t, Z_t^G)$ . Ou seja, a demanda é dada pelo consumo, que é uma função da renda e da participação dos salários na renda, pelo investimento e pelas exportações líquidas, que são funções, ainda, de um conjunto de variáveis exógenas,  $Z_t^I$  e  $Z_t^{NX}$ , respectivamente, e pelos gastos do governo, função apenas da renda e de um conjunto de variáveis exógenas,  $Z_t^G$ .

Assim, partindo da condição de equilíbrio  $Y_t = D_t$ , o efeito final de uma mudança na variável distributiva sobre o produto em equilíbrio pode ser estimada pela equação:

$$\frac{dY^*}{d\omega} = \frac{h_2}{1 - h_1} \quad (2.3)$$

Onde,  $h_1 = \frac{\partial C^*}{\partial Y^*} + \frac{\partial I^*}{\partial Y^*} + \frac{\partial NX^*}{\partial Y^*} + \frac{\partial G^*}{\partial Y^*}$ ;  $h_2 = \frac{\partial C^*}{\partial \omega} + \frac{\partial I^*}{\partial \omega} + \frac{\partial NX^*}{\partial \omega}$ . Ou seja, esses autores determinam o tipo de regime de demanda que uma economia segue estimando os coeficientes das

<sup>6</sup> Esta divisão tem por base o trabalho de Stockhammer, Hein e Grafl (2011) que apresenta uma divisão semelhante.

equações dos componentes da demanda. Mais especificamente, os autores estimam uma equação para o consumo em função da massa de salário e da massa de lucros, uma equação para o investimento em função da renda, da massa de lucros e da taxa de juros e uma equação para as exportações líquidas sobre a renda em função da renda doméstica, da renda mundial da taxa de câmbio e do custo unitário do trabalho real<sup>7</sup>.

Para a função consumo, foram estimadas quatro especificações diferentes e para todas elas os efeitos tanto de um aumento da massa de salários,  $c_\omega$  quanto de um aumento da massa de lucros  $c_\pi$  são positivos e significativos, pelo menos a 10% de confiança. Além disso, observa-se que o efeito final de uma redistribuição da renda a favor dos salários  $C_1 = c_\omega - c_\pi$ , tem um efeito positivo sobre o consumo. Nas especificações para a taxa de crescimento do investimento, estimou-se coeficientes positivos e significativos para a taxa de crescimento da massa de lucros, apenas na especificação com defasagens. Nessa especificação, a taxa de crescimento da renda no período passado também foi estimada positiva e significativa para explicar a taxa de crescimento do investimento. Por fim, para as equações da participação das exportações líquidas na renda, o custo unitário do trabalho foi estimado negativo e significativo em todas as especificações.

Finalmente, a partir dos coeficientes estimados, os autores calculam a derivada  $\frac{dY^*}{d\omega}$  usando a equação (2.3) acima e obtêm um sinal positivo para a mesma em todas as especificações. Esse resultado, como ressalta Stockhammer, Onaran e Ederer (2009, p. 155), sugere que a zona do euro apresenta um regime de demanda *wage-led*.

Bastante semelhante a este último trabalho, Ederer (2008), Stockhammer e Ederer (2008) e Stockhammer, Hein e Grafl (2011) estimam o efeito da distribuição sobre o crescimento partindo da igualdade de equilíbrio:  $Y_t = C(Y_t, \omega) + I(Y_t, \omega, Z_t^I) + NX(Y_t, P_t, Z_t^{NX}) + G(Y_t, Z_t^G)$ . Porém, nesses trabalhos é introduzida uma equação de determinação de preços:  $P_t = f(\omega, Z_t^P)$ , onde  $Z_t^P$  representa o conjunto de variáveis exógenas que explicam mudanças nos preços. Assim, o efeito da variável distributiva sobre o nível de atividade da economia pode ser interpretado tomando:  $\frac{dY^*}{d\omega} = \frac{h_2}{1-h_1}$ , onde  $h_1$  é o mesmo que em Stockhammer, Onaran e Ederer (2007), porém,  $h_2 = \frac{\partial C}{\partial \omega} + \frac{\partial I}{\partial \omega} + \frac{\partial NX}{\partial P} \frac{\partial P}{\partial \omega}$ . De forma semelhante à Stockhammer,

---

<sup>7</sup> Os autores estimam ainda os coeficientes de exportações e importações separadamente. No entanto, como o foco deste trabalho não é o efeito da variável distributiva sobre as exportações considerou-se desnecessária a exposição de ambas as formas de estimação.

Onaran e Ederer (2007) esses coeficientes são então estimados a partir de uma equação de consumo em função dos salários e dos lucros, uma equação para investimento em função da renda e da massa de lucros e da taxa de juros, uma equação para os preços em função do custo unitário do trabalho e do preço de importações, uma equação para exportações em função da renda do mundo e dos termos de troca e uma equação para importação em função da renda doméstica e dos termos de troca.

Para a função consumo, Ederer (2008), Stockhammer e Ederer (2008) e Stockhammer, Hein e Grafl (2011) trabalham com uma especificação em função da massa de lucros e da massa de salários. É interessante notar que nestes trabalhos os efeitos de um crescimento da massa de salários sobre o crescimento do consumo,  $c_\omega$ , assim como o efeito de um crescimento da massa de lucros,  $c_\pi$ , foram estimados positivos e significativos, sendo que  $C_1 = c_\omega - c_\pi > 0$ . No entanto, Ederer (2008), Stockhammer e Ederer (2008) trabalham ainda com outra especificação para o crescimento do consumo em função do crescimento da participação dos salários na renda e do crescimento da própria renda. Em ambos os trabalhos a taxa de crescimento da participação dos salários na renda foi estimada positiva, porém não significativa.

Para a função investimento, de um lado, Stockhammer e Ederer (2008) e Stockhammer, Hein e Grafl (2011) estimam que a taxa de crescimento da massa de lucros tem um efeito significativo para o crescimento do investimento, porém é negativo para o primeiro e positivo para o segundo. De outro, Ederer (2008) estima um efeito negativo e significativo da taxa de crescimento da participação dos lucros sobre a renda.<sup>8</sup>

Por fim, o efeito final da derivada,  $\frac{dY^*}{d\omega}$ , é calculado a partir destes coeficientes estimados. Assim, Ederer (2008) encontra que a Holanda apresenta um regime de demanda *wage-led*, Stockhammer e Ederer (2008) encontram que a Áustria possui um regime de demanda *wage-led* desde os anos 1960s e se torna *profit-led* a partir de 2005 e Stockhammer, Hein e Grafl (2011) encontram que a Alemanha apresenta um regime de demanda *wage-led*.

Outro trabalho bastante similar a esses três últimos é o de Ederer e Stockhammer (2007) que estima o efeito da distribuição sobre o crescimento através da soma das derivadas dos

---

<sup>8</sup> Optamos por não interpretar as estimações para a função de exportações líquidas já que a relação desta com a variável distributiva passa pela estimação de mudança no termos de troca, o que consideramos desnecessário para este trabalho.

componentes da demanda em relação à variável distributiva, ou seja,  $\frac{\partial Y^*}{\partial \pi} = \frac{\partial C^*}{\partial \pi} + \frac{\partial I^*}{\partial \pi} + \frac{\partial EX^*}{\partial \pi} - \frac{\partial IM^*}{\partial \pi}$ , onde  $EX_t$  são as exportações e  $IM_t$  as importações. No entanto, Ederer e Stockhammer (2007) propõem uma transformação do coeficiente estimado, tal que o efeito final estimado seja igual a:

$$\frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial \pi} = \frac{\partial(C/Y)^*}{\partial \pi} + \frac{\partial(I/Y)^*}{\partial \pi} + \frac{\partial(EX/Y)^*}{\partial \pi} - \frac{\partial(IM/Y)^*}{\partial \pi} \quad (2.4)$$

Sendo os efeitos marginais calculados pelas fórmulas:

$$\frac{\partial C/Y}{\partial \pi} = \frac{\partial C/C}{\partial \pi/\pi} \frac{C}{\pi} - \frac{\partial C/C}{\partial W/W} \frac{C}{W}, \quad (2.5)$$

$$\frac{\partial I/Y}{\partial \pi} = \frac{\partial I/I}{\partial \pi/\pi} \frac{I}{\pi};$$

Onde  $\frac{\partial C/C}{\partial \pi/\pi}$ ,  $\frac{\partial C/C}{\partial W/W}$ ,  $\frac{\partial I/I}{\partial \pi/\pi}$  são os coeficientes estimados em equações semelhantes às propostas em Stockhammer, Onaran e Ederer (2007) e  $\frac{C}{\pi}$ ,  $\frac{C}{W}$  e  $\frac{I}{\pi}$  são calculados na média para o período.<sup>9</sup>

Ederer e Stockhammer (2007) estimam duas especificações para a taxa de crescimento do consumo. Uma primeira equação em função das taxas de crescimento da massa de lucros,  $c_\pi$ , e da massa de salários,  $c_\omega$ . Ambos os efeitos foram estimados positivos e significativos e, além disso, a diferença  $C_1 = c_\omega - c_\pi$  foi estimada positiva. Uma segunda especificação da função consumo sobre a renda foi estimada em relação à participação dos salários na renda. O coeficiente estimado foi positivo e significativo.

Neste trabalho são ainda estimadas três especificações para a taxa de crescimento do investimento. Em todas as especificações, o coeficiente estimado para a taxa de crescimento da massa de lucros, no mesmo período, é negativo, porém não significativo. Apenas quando se toma a massa de lucros em nível e defasada de um período ela aparece significativa, porém positiva.

O efeito final  $\frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial \pi}$  é estimado positivo. No entanto, como destacam Ederer e Stockhammer (2007, p. 133) este resultado mostra apenas que a demanda agregada da França para o período

---

<sup>9</sup> As equações para estimação dos efeitos marginais da variável distributiva sobre as exportações e importações foram omitidas por não serem essenciais ao estudo que se pretende aqui e apresentarem um desenvolvimento matemático maior e mais complexo.

estimado é *profit-led*. Não se pode concluir nada, portanto, sobre o regime de crescimento da economia no período.

O trabalho de Hein e Vogel (2008) também estima o efeito através dos efeitos marginais como na equação (2.4) acima. No entanto, essas derivadas são estimadas através das seguintes equações para consumo,  $C$ , e investimento,  $I$ <sup>10</sup>:

$$\begin{aligned}\Delta[\ln(C_t)] &= C_0 + c_\omega \Delta[\ln(W_t)] + c_\pi \Delta[\ln(\Pi_t)] + C_2 \Delta[\ln(C_{t-1})]; \\ \Delta[\ln(I_t)] &= I_0 + I_1 \Pi_{t-1} + \sum_{i=0}^n I_1^i \Delta(\Pi_{t-i}) + I_2 \ln(Y_{t-1}) + \sum_{i=0}^n I_2^i \Delta[\ln(Y_{t-i})] + \\ & I_3 \ln(I_{t-1}) + \sum_{i=0}^n I_3^i \Delta[\ln(I_{t-i})]; \\ \Delta[\ln(I_t)] &= I_0 + I_1 \pi_{t-1} + \sum_{i=0}^n I_1^i \Delta(\pi_{t-i}) + I_2 \ln(Y_{t-1}) + \sum_{i=0}^n I_2^i \Delta[\ln(Y_{t-i})] + \\ & I_3 \ln(I_{t-1}) + \sum_{i=0}^n I_3^i \Delta[\ln(I_{t-i})];\end{aligned}\tag{2.6}$$

A partir das equações acima as derivadas parciais são estimadas através de:  $\frac{\partial C/Y}{\partial \pi} = c_\pi \frac{C}{\Pi} - c_\omega \frac{C}{W}$ ;  $\frac{\partial I/Y}{\partial \pi} = \frac{I_1}{-I_3}$ , para a primeira equação de investimento; e  $\frac{\partial I/Y}{\partial \pi} = \frac{I_1}{-I_3} \frac{I}{Y}$  para a segunda equação de investimento. Onde  $\frac{I}{Y}$  também é calculado para a média do período de estimação. Hein e Vogel (2009) fazem uma estimação bem parecida com a descrita acima, porém, partindo de equações um pouco diferentes para a função investimento da França e Alemanha.<sup>11</sup>

Em ambos os trabalhos os coeficientes para  $c_\omega$  e  $c_\pi$  foram estimados positivos e significativos para todas as economias testadas. Além disso, o coeficiente  $C_1 = c_\omega - c_\pi$  foi calculado positivo para todos os países: Áustria, França, Alemanha, Holanda, Reino Unido e Estados Unidos.

Para o investimento é interessante notar que Hein e Vogel (2007) estimam um efeito positivo e significativo da participação dos lucros sobre a renda na taxa de crescimento do investimento apenas para a Holanda. Além disso, estimam um efeito positivo e significativo para o crescimento da participação dos lucros na renda sobre o crescimento do investimento para o Reino Unido e um efeito, também, positivo e significativo, da massa de lucros sobre o crescimento do investimento para a França. Esse mesmo efeito é verificado em Hein e Vogel

<sup>10</sup> O critério de escolha entre as diferentes equações de investimento foi a significância dos parâmetros. Sobre as equações de exportações líquidas também não incluímos aqui por acharmos que sai do foco da discussão deste trabalho.

<sup>11</sup> Para não incorrer no erro de nos prolongarmos demais em detalhes de especificação da função de investimento, que não trazem mudanças significativas na estimação de uma relação crescimento e distribuição, optamos por omitir as especificações da função de investimento de Hein e Vogel (2009).

(2009), que estimam ainda um efeito negativo e significativo da participação dos lucros na renda sobre a taxa de investimento, ou seja, a razão investimento renda. Assim, vale notar que apenas a especificação estimada para a Holanda como significativa se aproxima da relação entre distribuição e investimento proposta em Marglin e Bhaduri (1990).

Os trabalhos estimam então o efeito final  $\frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial\pi}$ , que em Hein e Vogel (2007) é positivo para a Áustria e Holanda, negativo para França, Alemanha, Reino Unido e Estados Unidos e em Hein e Vogel (2009) é negativo para França e Alemanha. No entanto, os trabalhos afirmam ter encontrado regimes de crescimento *wage-led* para França, Alemanha e Reino Unido, o que seguindo a classificação de Blecker (2002) está incorreto. Por essa terminologia, este resultado é, na verdade, um resultado de demanda *wage-led*.

Além disso, outros trabalhos empíricos foram desenvolvidos recentemente, principalmente na tentativa de incorporar os efeitos da globalização e do crescimento do comércio internacional sobre essa relação entre o crescimento e a distribuição de renda. Inicialmente, destacam-se os trabalhos de Stockhammer e Stehrer (2011) e Onaran e Galanis (2012), que de forma bastante similar ao trabalho de Hein e Vogel (2007) e Hein e Vogel (2009), estimam os coeficientes das equações de determinação dos componentes da demanda.

Em Stockhammer e Stehrer (2011) foram estimadas equações para o consumo com a taxa de crescimento do mesmo em função da participação dos salários na renda. Os efeitos foram todos estimados positivos, porém, foram significativos apenas para Canadá, Alemanha, Finlândia, Luxemburgo, Holanda e Suécia. Já Onaran e Galanis (2012) estimam efeitos positivos e significativos tanto para a massa de lucros quanto para a massa de salários para todas as economias testadas. Além disso, o efeito final de uma redistribuição da renda em favor dos salários sobre a economia é calculado também positivo para todas elas.

Quanto ao investimento, foram estimadas relações positivas e significativas entre a taxa de crescimento do investimento e a variação da participação dos salários na renda defasada em um período para França, Suécia e Irlanda.<sup>12</sup> Além disso, em Onaran e Galanis (2012) foram estimados coeficientes positivos e significativos para a relação entre crescimento do investimento e crescimento da massa de lucro para a, Japão, França, Austrália, Canadá e África do Sul e negativa e significativa para o México. Foram ainda estimados coeficientes

---

<sup>12</sup> Foram ainda estimadas outras relações significativas, porém com maiores defasagens da variável distributiva e, portanto, foram desconsideradas nessa análise por uma restrição de espaço.

positivos e significativos para a relação entre a taxa de crescimento do investimento e a massa de lucros para a Zona do Euro, Alemanha, Itália, Argentina e Reino Unido. Para os demais países, em sua maioria em desenvolvimento, não foram estimadas relações significativas.

Por fim, Stockhammer e Stehrer (2011, p. 14) concluem que a demanda é *wage-led* para sete dos dozes países estudados. Esse resultado, no entanto, é obtido considerando apenas os resultados significativos para até duas defasagens. Já Onaran e Galanis (2012, p. 32) obtêm que a demanda é *wage-led* para a Zona do Euro, a Alemanha, a França, a Itália, o Reino Unido, os Estados Unidos, o Japão, a Turquia e a Coreia e é *profit-led* para Canadá, Austrália, México, Argentina, China, Índia e África do Sul. Porém, não se pode afirmar que os resultados obtidos em qualquer um dos trabalhos foram significativos, mesmo para a estimação do regime de demanda.

Tabela 2.2 – Os resultados dos modelos neo-Kaleckianos atuais que estimam pelos componentes da demanda

Artigo	Dados usados ( $n$ = tamanho da amostra)	Resultado obtido para a economia aberta	Resultado obtido para os componentes da demanda	Interpretação do resultado pelo autor	Interpretação do resultado pela Tabela 1.1	
Stockhammer, Onaran e Ederer (2009)	Dados anuais para a área do Euro de 1962 a 2005 ( $n = 43$ )	$\frac{h_2}{1 - h_1} > 0$	$C_1 > 0$ ; $I_1 > 0$ ; $NX_1 > 0$	OBS: $I_1$ significativo apenas na especificação $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\Delta \ln \Pi_t}$	Demanda <i>wage-led</i>	Demanda <i>wage-led</i>
Ederer (2008)	Dados anuais para a Holanda de 1960 a 2005 ( $n = 45$ )	$\frac{h_2}{1 - h_1} > 0$	$C_1 > 0$ $I_1 < 0$	OBS: $I_1$ significativo apenas na especificação $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\Delta \ln \pi_t}$	Demanda <i>wage-led</i>	Demanda <i>wage-led</i>
Stockhammer e Ederer (2008)	Dados anuais para a Áustria de 1960 a 2005 ( $n = 45$ )	$\frac{h_2}{1 - h_1} < 0$	$C_1 > 0$ $I_1 < 0$	OBS: $I_1$ significativo apenas na especificação $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\Delta \ln \Pi_t}$	Demanda <i>profit-led</i>	Demanda <i>profit-led</i>
Stockhammer, Hein e Grafl (2011)	Dados anuais para Alemanha de 1970 a 2005 ( $n = 35$ )	$\frac{h_2}{1 - h_1} > 0$	$C_1 > 0$ $I_1 > 0$	OBS: $I_1$ significativo apenas na especificação $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\Delta \ln \Pi_t}$	Demanda <i>wage-led</i>	Demanda <i>wage-led</i>
Ederer e Stockhammer (2007)	Dados anuais para a França de 1960 a 2004 ( $n = 44$ )	$\frac{\partial(Y^*/Y^*)}{\partial \pi} > 0$	$C_1 > 0$ $I_1 > 0$	OBS: $I_1$ significativo apenas na especificação $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\ln \Pi_{t-1}}$	Demanda <i>profit-led</i>	Demanda <i>profit-led</i>
Hein e Vogel (2007)	Dados anuais para Áustria, França, Alemanha, Holanda, Reino Unido e Estados Unidos de 1960 a 2005 ( $n = 45$ )	$\begin{cases} \frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial \pi} > 0 & \text{para 2 países} \\ \frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial \pi} < 0 & \text{para 4 países} \end{cases}$	$C_1 > 0$ $I_1 > 0$ Para Holanda, Reino Unido e França	OBS: Apenas resultados significativos estão reportados; $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\pi_t}$ para Holanda; $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\Delta \pi_t}$ para Reino Unido; $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\ln \Pi_{t-1}}$ para a França	Crescimento é <i>profit-led</i> para 2 países e <i>wage-led</i> para 4 países	Demanda é <i>profit-led</i> para 2 países e <i>wage-led</i> para 4 países
Hein e Vogel (2009)	Dados Anuais para França e Alemanha de 1960 a 2005 ( $n = 45$ )	$\frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial \pi} < 0$ para ambos	$C_1 > 0$ ; $I_1 > 0$ para a França; E $I_1 > 0$ para a Alemanha	OBS: $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\ln \Pi_{t-1}}$ para a França; $I_1 \approx \frac{\Delta \ln(\frac{I_t}{Y_t})}{\pi_t}$ para a Alemanha	Crescimento é <i>profit-led</i> para ambas as economias	Demanda é <i>profit-led</i> para ambas as economias
Stockhammer e Stehrer (2011)	Dados Trimestrais para Austrália, Canadá, Alemanha, Finlândia, França, Reino Unido, Irlanda, Japão, Luxemburgo, Holanda, Suécia e Estados Unidos de 1970:1 a 2007:2 ( $n = 146$ )	$\begin{cases} \frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial \omega} > 0 & \text{para 9 países} \\ \frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial \omega} < 0 & \text{para 3 países} \end{cases}$	$C_1 > 0$ $I_1 > 0$ para França, Suécia e Irlanda	OBS: Apenas resultados significativos estão reportados $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\Delta \omega_{t-1}}$	Demanda é <i>wage-led</i> para 7 países	Demanda é <i>wage-led</i> para 7 países
Onaran e Galanis (2012)	Dados anuais de 1960-2007 para países desenvolvidos e de 1970-2007 para países em desenvolvimento, exceto China para a qual os dados vão de 1980 a 2007 ( $n \geq 27$ )	$\begin{cases} \frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial \pi} > 0 & \text{para 7 países} \\ \frac{\partial(Y/Y)^*}{\partial \pi} < 0 & \text{para 9 países} \end{cases}$	$C_1 > 0$ $I_1 < 0$ para México; $I_1 > 0$ para Zona do Euro, Alemanha, Japão, Itália, França, Canadá e África do Sul; Austrália, Argentina e Reino Unido;	OBS: Apenas resultados significativos estão reportados; $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\Delta \ln \Pi_t}$ para México, Japão, França, Austrália, Canadá e África do Sul; $I_1 \approx \frac{\Delta \ln I_t}{\ln \Pi_t}$ para Zona do Euro, Alemanha, Itália, Argentina e Reino Unido	Demanda é <i>wage-led</i> para 9 países e <i>profit-led</i> para os demais 7 países.	Demanda é <i>wage-led</i> para 9 países e <i>profit-led</i> para os demais 7 países.

Elaboração própria



### 2.2.3 – Estratégias alternativas de estimação

Esta última subsecção sobre os testes empíricos para a literatura internacional trata ainda dos trabalhos que estimam a relação entre distribuição e crescimento através dos efeitos sobre o multiplicador keynesiano, somados aos efeitos sobre o crescimento do investimento. Esses modelos foram desenvolvidos por Naastepad (2006) e Naastepad e Storm (2007) a partir de hipóteses sobre os componentes da demanda,  $D_t = C_t + I_t + EX_t + IM_t$ . Mais especificamente, os autores partem das seguintes definições:

$$C_t = (1 - s_\omega)\omega Y_t + (1 - s_\pi)(1 - \omega)Y_t \quad (2.7)$$

$$IM_t = \zeta Y_t$$

O que, dada a condição de igualdade entre renda e demanda, resulta em:  $Y_t = \varphi(I_t + EX_t)$ , onde  $\varphi = 1/[(1 - s_\omega)\omega + (1 - s_\pi)(1 - \omega) + \zeta]$  é o multiplicador. A partir disso é possível perceber que:  $g_t = g_t^\varphi + \Psi_I g_t^I + \Psi_{EX} g_t^{EX}$ , onde  $\Psi_I = \varphi \frac{I_t}{Y_t}$ ;  $\Psi_{EX} = \varphi \frac{EX_t}{Y_t}$  e, além disso, a taxa de crescimento do multiplicador é dada por  $g_t^\varphi = g_\omega(s_\pi - s_\omega) \frac{\omega}{\varphi}$ .<sup>13</sup> Os autores assumem ainda que a taxa de crescimento do investimento, como proposto por Marglin e Bhaduri (1990), pode ser escrita na forma:  $g_t^I = I_0 + I_1 g_t^\pi + I_2 g_t = I_0 - I_1 \frac{\omega}{\pi} g_t^\omega + I_2 g_t$ .<sup>14</sup> No entanto, vale notar que pela especificação neo-Kaleckiana, vista no Capítulo 1, a taxa de crescimento do investimento é uma função linear do nível da variável distributiva e do nível da atividade na economia e não de suas taxas de crescimento. Por fim, os autores supõem que a taxa de crescimento das exportações é dada por:  $g_t^{EX} = EX_0 g_t^{Y^M} - EX_1 g_t^\omega$ , onde  $g_t^{Y^M}$  denota a taxa de crescimento da demanda mundial e  $EX_0$  e  $EX_1$ , os efeitos da mesma e de mudanças no custo unitário do trabalho sobre as exportações, respectivamente.

A partir destas hipóteses, Naastepad (2006) e Naastepad e Storm (2007) derivam o efeito final da taxa de crescimento da participação dos salários na renda sobre a taxa de crescimento da economia, que incorpora tanto os efeitos sobre o multiplicador e o investimento dessa mudança:  $\frac{\partial g}{\partial g_\omega} = \frac{\omega}{\varphi}(s_\pi - s_\omega) - \left(\Psi_I I_1 \frac{\omega}{\pi} + \Psi_{EX} EX_1\right)$ . Os autores destacam, então, que para que este efeito seja positivo, e a economia seja *wage-led* basta que:  $s_\pi - s_\omega > \left(I_1 \frac{I_t}{\pi Y_t} +$

<sup>13</sup> Optamos por omitir todas as derivações aqui implícitas, porém, elas podem ser vistas em Naastepad e Storm (2007, p. 223-226).

<sup>14</sup> Ressaltamos ainda que os autores colocam a possibilidade mudanças no “animal spirits” dentro da função de investimento, no entanto, por não está diretamente relacionada à distribuição de renda optamos por omitir esse componente.

$EX_1 \frac{EX_t}{\omega Y_t}$ ). Ou seja, se a elasticidade do investimento à participação dos lucros na renda, ponderada pela razão investimento sobre a massa de lucros, e a elasticidade das exportações ao custo, ponderada pela razão das exportações sobre a massa de salários, forem relativamente pequenas, enquanto a propensão marginal a poupar a partir dos lucros for substancialmente maior do que a propensão marginal a poupar a partir dos salários, então  $\frac{\partial g}{\partial g_\omega} > 0$  e a economia é *wage-led*.

Os autores estimam então uma equação para poupança bastante semelhante à de Bowles e Boyer (1995) vista na seção (2.1), para qual obtém que o coeficiente  $S_1 = s_\pi - s_\omega$  é positivo e significativo para todos os países: França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Espanha, Estados Unidos e Reino Unido. Além disso, são estimadas equações para o logaritmo da razão investimento-renda em função do logaritmo da participação dos lucros sobre a renda e para o logaritmo da renda. Para todos os países, o coeficiente da participação dos lucros nas equações de investimento foi estimado positivo e significativo. Por último, foram estimadas equações para a taxa de crescimento das exportações em função da taxa de crescimento da participação dos salários na renda e da taxa de crescimento da demanda mundial. Os efeitos dos custos do trabalho sobre as exportações foram estimadas negativas e significativas, com uma única exceção, os Estados Unidos, para o qual o coeficiente foi estimado positivo, porém não significativo.

Naastepad e Storm (2007) calculam então o efeito final de uma mudança na distribuição da renda somando os três coeficientes acima mencionados. Para os autores pode-se então concluir que o regime de demanda é *profit-led* para Holanda e Estados Unidos e *wage-led* para os demais. Vale ainda ressaltar que não faz sentido falar em significância da relação estimada já que ela é obtida a partir da soma de outros coeficientes estimados. Um resumo desses resultados pode ser encontrado na Tabela 2.3 abaixo.

Posteriormente, Hartwig (2013) apresenta uma estimação bastante semelhante para a Suíça. O autor estima um coeficiente positivo para  $S_1$  e para  $I_1$ , porém negativo para  $EX_1$ . A significância dos parâmetros estimados não é reportada pelo autor, que conclui, a partir da soma desses coeficientes, ponderados, seguindo a equação original de Naastepad (2006), que a Suíça apresenta um regime de crescimento da demanda *profit-led*. No entanto, pelo o que é reportado pelo autor o que se estimou, novamente, foi apenas o regime de demanda, não o seu regime de crescimento.

Outra contribuição importante são os trabalhos de Stockhammer e Onaran (2004) e Onaran e Stockhammer (2004), que se distanciam bastante do que foi visto até agora, ao propor a estimação da relação entre as variáveis de interesse a partir de um sistema de equações simultâneas para todo o sistema econômico. Diferente dos trabalhos acima mencionados, esses dois últimos estimam as equações neo-Kaleckianas em um sistema simultâneo e avaliam o efeito final de um choque na variável distributiva sobre a trajetória de crescimento pela análise da função de impulso resposta. As equações específicas estimadas nos sistemas por Vetores Autoregressivos podem ser vistas em Onaran e Stockhammer (2004, p. 6). No entanto, achou-se desnecessária a apresentação das equações aqui, já que, em termos teóricos, não acrescentam de muito diferente dos demais modelos neo-Kaleckianos apresentados. A grande diferença está na forma de estimar um VAR para todo o sistema econômico no lugar de estimar os componentes da demanda separadamente.

Os resultados obtidos em Stockhammer e Onaran (2004, p. 433) e Onaran e Stockhammer (2004, p. 13) são que um choque em  $\pi$  gera efeitos positivos, porém não significativos na taxa de crescimento do estoque de capital nos Estados Unidos e França. Esse resultado é o primeiro a se aproximar de uma estimação do regime de crescimento das economias, no entanto obteve-se um resultado não significativo.

Por fim, o trabalho de Allain e Canry (2008) estima os coeficientes das equações para consumo, investimento e exportações líquidas:

$$\begin{aligned} \frac{C_t}{K_t} &= C_1 \frac{u_t}{v} - (C_1 - C_2)r_t; \\ \frac{I_t}{K_t} &= I_0 + I_1 r_t + I_2 \frac{u_t}{v}; \\ \frac{NX_t}{K_t} &= NX_0 + NX_1 r_t - NX_2 \frac{u_t}{v} - NX_3 r e r_t + NX_4 \frac{Y_t^M}{K} \end{aligned} \quad (2.8)$$

Onde  $r e r_t$  é a taxa real de câmbio e  $Y_t^M$  é a renda do mundo. Vale ressaltar que para este trabalho as equações são estimadas em um sistema de vetores de correção de erros (VECM) no lugar de estimar as equações individualmente, como fizeram os trabalhos neo-Kaleckianos estudados na seção 2.2.2.

Foi estimado um coeficiente negativo para a taxa de lucro na equação de determinação do consumo e positivo na equação de determinação do investimento. Os autores não reportam os resultados de significância dos parâmetros estimados. Por fim, segundo Allan e Canry (2008),

a partir da condição de equilíbrio  $\left(\frac{u}{v}\right)^* = \left(\frac{Y}{K}\right)^*$  é fácil ver que:

$\frac{\partial g^*}{\partial \pi} = \frac{I_1(1-C_1-I_2+NX_2)-I_2(C_1-C_2-I_1-NX_1)}{(1-C_1-I_2+NX_2)+(C_1-C_2-I_1-NX_1)\pi} \left(\frac{u}{v}\right)^*$ . E, portanto, o efeito final de uma mudança na participação dos salários na renda sobre a taxa de crescimento econômico pode ser determinado calculando o sinal desta derivada. Os autores, então concluem que a economia francesa foi fracamente *profit-led* no período de 1982 a 2006. Vale, no entanto, ressaltar que não está claro qual é a matemática por trás da derivada e, portanto, não é possível chegar a uma conclusão se um regime de crescimento foi de fato estimado em Allain e Canry (2008).

Tabela 2.3 – Os demais trabalhos empíricos neo-Kaleckianos atuais

Artigo	Dados usados (n = tamanho da amostra)	Resultado obtido para a economia aberta	Outros resultados interessantes	Interpretação do resultado pelo autor	Interpretação do resultado pela Tabela 1.1	
Naastepad e Storm (2007)	Dados anuais para França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Espanha, Estados Unidos e Reino Unido de 1960 a 2000 (n = 40)	$\begin{cases} \frac{\partial g}{\partial g_\omega} > 0 & \text{para 2 países} \\ \frac{\partial g}{\partial g_\omega} < 0 & \text{para 6 países} \end{cases}$	$S_1 > 0;$ $I_1 > 0$ $NX_1 > 0$	OBS: apenas os resultados significativos foram reportados; $I_1 = \frac{\ln(I_t/Y_t)}{\ln\pi_{t-1}}$	A demanda é <i>wage-led</i> para 6 países e <i>profit-led</i> para 2 países.	A demanda é <i>wage-led</i> para 6 países e <i>profit-led</i> para 2 países.
Hartwig (2013)	Dados para anuais para Suíça de 1948 a 2011 (n ≥ 60)	$\frac{\partial g}{\partial g_\omega} < 0$	$S_1 > 0;$ $I_1 > 0$ $NX_1 > 0$	$I_1 = \frac{\ln(I_t/Y_t)}{\ln\pi_{t-1}}$	O efeito da distribuição sobre o crescimento é <i>wage-led</i>	NA**
Stockhammer e Onaran (2004) e Stockhammer (2004)*	Dados trimestrais para a França de 1972:1 a 1997:1 para o Reino Unido de 1970:1 a 1997:2 para os Estados Unidos de 1966:1 a 1997:2 (n ≥ 122)	França: Taxa de acumulação é <i>profit-led</i> Estados Unidos: Taxa de acumulação é <i>profit-led</i> Reino Unido: a variável distributiva não tem efeito sobre acumulação	França: Não é significativo Estados Unidos: Não é significativo Reino Unido: Não é significativo	-	A variável distributiva não é estatisticamente significativa para explicar a taxa de acumulação	O regime de crescimento não pode ser considerado <i>profit-led</i>
Allain e Canry (2008)	Dados trimestrais para a França de 1982:4 a 2006:3 (n = 92)	$\frac{\partial g^*}{\partial \pi} > 0$	$C_1 < 0;$ $I_1 \approx \frac{I_t/K_t}{r_t} > 0$	-	A economia é <i>profit-led</i>	Não foi possível interpretar

Elaboração própria

#### 2.2.4 – Conclusão sobre os testes empíricos nos modelos neo-Kaleckianos

O objetivo desta subseção é analisar os testes empíricos dentro da tradição neo-Kaleckiana para a relação entre a distribuição funcional da renda e o crescimento. É importante ressaltar que existem diversos trabalhos empíricos que deixam clara a diferenciação explicitada em Blecker (2002) entre um regime de crescimento *wage-led* e um regime de demanda *wage-led* e que foi retomada nas Tabelas 1.1 e 1.2 no Capítulo 1.

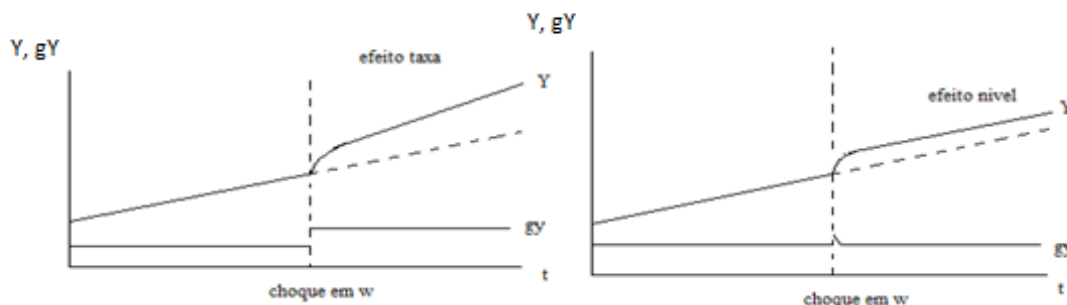
Assim, como pode ser visto nas Tabelas 2.1, 2.2 e 2.3 muitos dos testes empíricos neo-Kaleckianos deixam claro estar estimando o regime de demanda e não o regime de

crescimento. No entanto, o que essa revisão da literatura, complementada pela leitura dessas tabelas, parece indicar é que não se observa na literatura neo-kaleckiana empírica um teste para o regime de crescimento *wage-led* ou *profit-led*. As únicas exceções encontradas foram os trabalhos de Onaran e Stockhammer (2004) e Stockhammer e Onaran (2004), que, no entanto, não obtêm resultados estatisticamente significativos para a relação entre a variável distributiva e o crescimento da economia.

Hein e Kramer (1997) destacam ainda que, dentro da tradição Kaleckiana, o efeito de mudanças na distribuição de renda no crescimento da demanda é estimado a partir dos parâmetros que determinam a função de investimento e poupança. Isso porque, nessa tradição o mecanismo pelo qual a variável distributiva afeta o crescimento econômico é via o crescimento do investimento. Ou seja, a participação dos lucros na renda possui um efeito sobre a taxa de crescimento da renda que necessariamente passa pelo crescimento do investimento e pode ser avaliado através do mesmo. Essa questão coloca assim a importância da função investimento na estimação neo-Kaleckiana que é reportada nas Tabelas 2.1, 2.2 e 2.3. No entanto, novamente, em nenhum dos trabalhos empíricos estimou-se uma relação estatisticamente significativa entre a taxa de acumulação de capital e o nível da participação dos lucros na renda.

Portanto, o que esta revisão da literatura empírica neo-Kaleckiana parece apontar é para a existência de uma relação causal entre o nível da renda e a participação dos salários na mesma, ou seja, para a existência de regimes de demanda, sejam eles *wage-led* ou *profit-led*. No entanto, é importante que se estabeleça bem a diferença entre um efeito nível e um efeito taxa sobre a renda de uma mudança na variável distributiva, como é explicitado no Gráfico 2.1 a seguir. Fatores que determinam a renda alteram a taxa de crescimento da mesma apenas por um curto período de tempo. No entanto, fatores que alteram sua taxa de crescimento são capazes de alterar a taxa de crescimento por um longo período e, portanto, a inclinação de crescimento da renda em nível.

Gráfico 2.1-Efeito taxa e efeito nível positivos



Elaboração própria

Assim, pela previsão do modelo neo-Kaleckiano à la Marglin e Bhaduri (1990), uma mudança na distribuição funcional da renda deveria modificar a taxa de crescimento da economia de forma definitiva e não apenas por um curto período de tempo. No entanto, os testes empíricos neo-Kaleckianos parecem estimar apenas o efeito nível. Ressalta-se, ainda, que a significância estatística desses resultados não pode ser estabelecida, já que eles não são diretamente estimados, mas sim calculados pela soma dos coeficientes das equações de determinação dos componentes da demanda.

Finalmente, é interessante observar que a hipótese de propensão a consumir a partir dos salários maior do que uma propensão a consumir a partir dos lucros foi confirmada por grande parte dos testes empíricos que conseguiram estimar resultados significativos para as propensões.

### 2.3- A Revisão da Literatura para a Economia Brasileira

Segundo Marquetti, Maldonado Filho e Lautert (2010), a trajetória de crescimento da economia brasileira entre 1953 e 2003 pode ser dividida em duas fases. Uma primeira fase, durante a *Golden Age* do capitalismo, foi marcada por um forte dinamismo da economia brasileira. Nesta fase que dura até o final dos anos 1970s o Brasil apresentou uma taxa média de crescimento próxima de 7.3% ao ano. Contudo a partir dos anos 1980s, a economia brasileira entra em um ritmo de crescimento mais modesto, caindo para uma taxa média de 2% ao ano entre 1980 e 2003.

Para os autores, essa mudança é, em parte, resultado de uma alteração no cenário internacional, que, como ressalta Freitas e Dweck (2013), interrompe o fluxo de capitais para o Brasil. Porém, é também consequência do abandono de políticas de desenvolvimento industrial e substituição de importações em nome do controle da inflação e da estabilidade

econômica. Para Marquetti, Maldonado Filho e Lautert (2010), os anos 1980 a 2003 podem ainda ser divididos em duas fases. Uma primeira de 1980 a 1989, conhecida também como a década perdida, quando a economia brasileira já apresentava um ritmo de crescimento caracterizado pela estagnação e uma alta inflação, mas não adotava ainda as políticas neoliberais e uma segunda fase de 1989 a 2003, “when the Brazilian economy embraced the neoliberal model.” (Marquetti, Maldonado Filho e Lautert, 2010, p. 488).

Assim, de 1989 em diante a economia brasileira passou por uma série de reformas neoliberais, que incluíram desestatizações e medidas de liberalização financeira. Além disso, a renegociação da dívida externa, no início dos anos 1990s, permitiu que o Brasil voltasse aos mercados financeiros internacionais e, com a consequente volta dos fluxos internacionais de capital, lançasse o Plano Real em 1994.

Porém, para os autores, mesmo que essas reformas tenham sido responsáveis por um maior controle da inflação, elas falharam em devolver à economia brasileira seu dinamismo anterior. Além disso, “one of the major shortcomings of the Real Plan was the strong expansion of Brazilian external debt.” (Marquetti, Maldonado Filho e Lautert, 2010, p. 488). Assim, respondendo ainda a uma série de crises financeiras internacionais no México (1994), na Ásia (1997) e na Rússia (1998), o Brasil acabou enfrentando uma crise de balanço de pagamento em 1998.

Freitas e Dweck (2013) ressaltam que essa crise de 1998 teve como resposta uma mudança no regime de política econômica nacional, combinando políticas de metas de inflação e um grande superávit primário no orçamento público: “in particular, the focus on price stabilisation and sound finance helped shape a conservative consensus on matters of economic policy” (Freitas e Dweck, 2013, p.176) até 2003. Para Serrano e Summa (2012), tomando a economia brasileira dos anos 2000s, é justamente no período entre 2000 e 2003 que a economia apresentou as menores taxas de crescimento. No entanto, nos anos 2000s a economia brasileira apresentou novos sinais de dinamismo econômico. Inicialmente, esta expansão, liderada pelo *boom* nas exportações não aumentou tanto, “but in then beginning in 2006 export growth loses steam and the internal market began to grow faster, thanks to a more expansionary stance in macroeconomic policy.” (Serrano e Summa, 2012, p. 69 e 70). Por fim, a economia brasileira sofreu com a crise de 2008, apresentando um crescimento reduzido nesse período, mas conseguiu se recuperar ao longo de 2009.

Quanto à participação dos salários na renda nesse período, Marquetti Maldonado Filho e Lautert (2010) enfatizam que esta variável depende, basicamente, da produtividade do trabalho e do salário real. De um lado, os autores afirmam que é possível identificar três fases de comportamento do salário real entre 1953 e 2003. Uma primeira, de 1953 até o final dos anos 1970s; na qual o salário real cresceu fortemente devido à alta acumulação de capital, que resultava em uma demanda crescente por mão de obra em áreas urbanas e industrializadas atendida, em grande parte, pela emigração rural. No entanto, ainda nesta primeira fase, a partir de 1964 até meados de 1970, “political repression by the military dictatorship played an important role in restraining wage rises and maintaining, under strict control, the worker’s movement.” (Marquetti, Maldonado Filho e Lautert, 2010, p. 496).

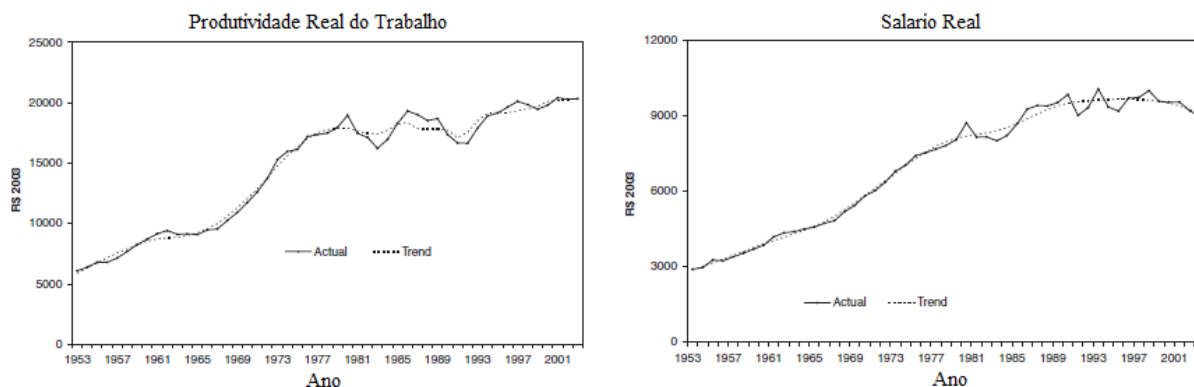
Uma segunda fase se inicia, assim, no final dos anos 1970s e vai até o final dos anos 1980s, na qual os salários reais tiveram uma queda considerável em sua taxa de crescimento, particularmente nos anos 1980s. No entanto, neste período houve uma reorganização dos movimentos trabalhistas, que com o processo de redemocratização, passaram a conseguir garantir, em alguma medida, a manutenção de um poder de compra dos salários diante da inflação.

Por último, uma terceira fase do final dos anos 1980s até os anos 2003 no qual o salário médio real caiu em média 0.4% ao ano. “It had never happened before, neither in the period of high political repression of the military dictatorship nor in the period of high inflation.” (Marquetti, Maldonado Filho e Lautert, 2010, p. 496). Para os autores esse declínio é resultado da combinação de um mercado de trabalho enfraquecido pela redução da acumulação de capital e das reformas neoliberais no próprio mercado de trabalho.

Por outro lado, a produtividade do trabalho também pode ser dividida em três fases. Duas fases de produtividade crescente, uma primeira entre 1953 e meados dos anos 1970s e outra do início dos anos 1990s até 2003 e uma fase de produtividade do trabalho mais ou menos constante de 1976 até o final dos anos 1980s. No entanto, vale ressaltar que enquanto o aumento de produtividade de 1953 a 1975 foi acompanhado de aumento do salário real, durante o segundo período de crescimento da produtividade de trabalho de 1990 até 2003, o salário real caiu o que resulta em uma queda da participação dos salários na renda no período.



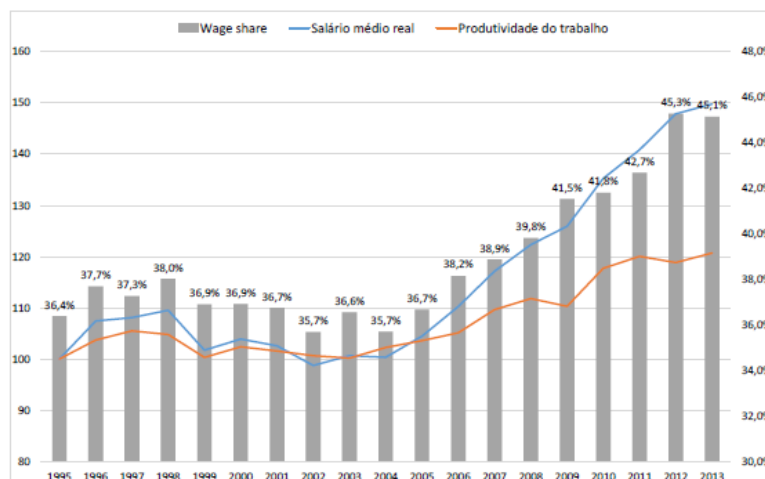
Gráfico 2.2 – Produtividade do trabalho e salário real na economia brasileira (1953-2003)



Fonte: Marquetti, Maldonado Filho e Lautert (2010, p. 495)

Por fim, a partir de 2004, o crescimento do salário acima da produtividade do trabalho resultou em novo aumento da participação dos salários na renda, como mostra o Gráfico 2.3 abaixo. (Bruno, 2014, p.17).

Gráfico 2.3 – Produtividade do trabalho e salário real na economia brasileira (1995-2013)



Fonte: Bruno (2014, p. 18)

Portanto, pelo painel traçado para a economia brasileira acima, pode-se afirmar, de um lado, que a participação dos salários na renda manteve-se mais ou menos estável entre o início dos anos 1950s e o final dos anos 1970s, devido a um aumento do salário real que, mais ou menos, acompanhava o aumento da produtividade do trabalho. No entanto, essa variável cresce nos anos 1980s devido a uma fase de produtividade do trabalho mais ou menos constant. Por fim, em meados dos anos 1990s quando a produtividade do trabalho recupera seu crescimento e o salário real não acompanha, a participação dos salários na renda volta a cair, até meados dos anos 2000s quando esta se recupera devido a um aumento do salário real acima da produtividade do trabalho.

Por outro lado, também é possível afirmar que a economia brasileira apresentou um alto ritmo de crescimento do início dos anos 1950s até o final dos anos 1970s. No entanto, esse ritmo diminuiu drasticamente no início dos anos 1980s, quando a economia brasileira chega a apresentar taxa negativas de crescimento econômico, cenário este que se mantém até meados da década de 1990. A partir deste período a economia brasileira volta a crescer a uma taxa um pouco maior que, no entanto, é menor do que as taxas de crescimento dos anos 1950s a 1980s

### 2.3.1 – Os trabalhos empíricos neo-Kaleckianos

Semelhantes à literatura internacional, trabalhos empíricos neo-Kaleckianos tentam obter modelos que incorporam a possibilidade de diferentes regimes de crescimento econômico brasileiro. Esses trabalhos são uma tentativa de explicitar a existência de uma relação entre os comportamentos das variáveis descritas acima para o comportamento da economia brasileira. Neste intuito, os trabalhos de Araujo e Gala (2012) e Bruno (2003) estimam para a economia brasileira equações similares às propostas por Uemura (2000). Segundo Uemura (2000), o tipo de regime de crescimento pode ser testado através da função excesso de demanda que é derivada das equações de acumulação de capital e poupança típicas da literatura empírica de crescimento neo-Kaleckiana. Retomando as equações (2.2) de estimação dos determinantes das funções de investimento e poupança, a função excesso de demanda agregada é dada pela equação  $ED_{\pi} = -(S_1 - I_1) \frac{u^*}{\bar{v}} \left( \frac{P}{Pk} \right)^* + NX_1$ .

Portanto, a partir de Uemura (2000), os trabalhos de Araujo e Gala (2012) e Bruno (2003) consideram que se a derivada do excesso de demanda agregada em relação à participação dos lucros na renda for positiva, o regime de crescimento é considerado *profit-led* (Bruno, 2003, p. 6 e Araujo e Gala, 2012, p. 46). No entanto, essa afirmação não condiz com a caracterização feita por Blecker (2002), uma vez que o sinal da derivada do excesso de demanda agregada pode apenas indicar o regime de demanda e não o regime de crescimento, como já foi discutido nos Capítulos 1 e 2.

Bruno (2003) estimou coeficientes positivos e significativos para as propensões marginais a poupar de lucros e de salários para a economia brasileira de 1970 a 1990. No entanto, a diferença entre as propensões,  $S_1 = s_{\pi} - s_{\omega}$ , é negativa. Esse resultado é o contrário do que se esperaria pela hipótese Kaleckianas adotadas no Capítulo 1 e é bastante diferente do que, em geral, se encontra na literatura neo-Kaleckiana. Porém, entre 1991 e 2001, o resultado encontrado para a propensão a poupar é negativa para os salários e positiva para os lucros.

Portanto, o resultado final,  $S_1 = s_\pi - s_\omega$ , foi positivo, contudo os coeficientes para esse período foram não significativos. Já na equação de investimento, Bruno (2003) obtém um coeficiente para a taxa de lucro positivo de 1970 a 1990 e negativo de 1991 a 2001, ambos os resultados significativos. Por fim, para as exportações líquidas, o coeficiente da participação dos lucros na renda foi estimado positivo, porém não significativo. Os resultados obtidos por Bruno (2003) indicam que a economia brasileira seguiu um regime de demanda *profit-led* entre 1970 e 1990 e *wage-led* entre 1991 e 2001.

Já os resultados empíricos de Araujo e Gala (2012) estimam as propensões marginais a poupar a partir de lucros e salários são positivas e significativas entre 2002 e 2008 e que  $S_1 = s_\pi - s_\omega > 0$ , como prevê a hipótese Kaleckiana, para o período. Os autores estimam ainda um coeficiente positivo e significativo para a taxa de lucro na equação de determinação da acumulação de capital, e para a participação dos lucros na renda sobre as exportações líquidas. Araujo e Gala (2012) concluem então que, quando se considera a participação do setor externo, o regime de acumulação brasileiro é *profit-led* para o período de 2002 a 2008. Porém, assim como para a literatura empírica internacional, o que se define como um resultado empírico que corrobora a classificação de um regime de crescimento como *wage-led* ou *profit-led* não parece ser o desenvolvido por Bhaduri e Marglin (1990). É o que pode ser visto na Tabela 2.4 a seguir.<sup>15</sup>

Tabela 2.4 – Os resultados empíricos dos trabalhos neo-Kaleckianos para o Brasil

Artigo	Dados usados (n = tamanho da amostra)	Resultado obtido para a economia aberta	Resultados parciais. (apenas os significativos)	Interpretação do resultado segundo o autor	Interpretação do resultado segundo Blecker (2002)
Bruno (2003)	Dados anuais de 1970 a 2001 (n = 31)	$\begin{cases} ED_\pi > 0 \text{ de } 1970 - 1990 \\ ED_\pi < 0 \text{ de } 1991 - 2001 \end{cases}$	De 1970-1990: $S_1 < 0; I_1 > 0$ De 1991-2001: $I_1 < 0$	O crescimento é <i>profit-led</i> de 1970- 1990 e <i>wage-led</i> de 1991-2001	A demanda é <i>profit-led</i> de 1970- 1990 e <i>wage-led</i> de 1991-2001
Araujo e Gala (2012)	Dados anuais de 2002 a 2008 (n = 6)	$ED_\pi > 0$	$S_1 > 0$ $I_1 > 0$	O crescimento é <i>profit-led</i>	A demanda é <i>profit-led</i>

Elaboração própria

<sup>15</sup> Oreiro e Araujo (2013), Neves e Oreiro (2009). Oreiro, Abramo e Lima (2013) propõem um teste empírico para a relação entre o regime de acumulação e a variável distributiva na economia brasileira, destacando o papel da taxa de câmbio e nessa relação. Como o foco deste trabalho não é taxa de câmbio, optamos por omitir os resultados encontrados nestes testes.

## Capítulo 3 – Crescimento e Distribuição da Renda no Brasil: um estudo empírico

### 3.1 - Apresentação dos dados

A partir das discussões dos capítulos anteriores o trabalho empírico tenta estimar uma relação direta entre crescimento real do Produto Interno Bruto (PIB) e a participação dos salários na renda para os dados anuais de Marquetti e Porsse (2014) e do Sistema de Contas Nacionais (SCN) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A Tabela 3.1 abaixo traz a relação dos dados e suas fontes. Essa base permite apenas uma amostra de 60 dados. O período de abrangência da série é de 1952 a 2011.

Tabela 3.1- Os dados de crescimento e distribuição.

Dados	Fonte
Participação dos salários na renda até 2008	Marquetti e Porsse (2014)
Participação dos salários na renda em 2009 -2011 <sup>16</sup>	SCN - IBGE
Variação real anual do PIB <sup>17</sup>	SCN - IBGE

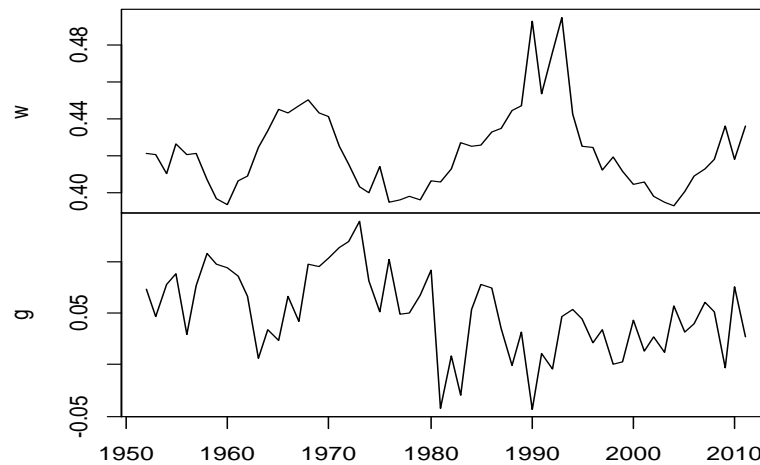
Elaboração própria

O Gráfico 3.1 apresenta as séries de participação dos salários na renda ( $\omega$ ) e da variação real anual do Produto Interno Bruto ( $g$ ) de 1952 a 2011. Este gráfico pode ainda ser visto como um resumo do painel descrito para o comportamento das variáveis crescimento e distribuição nesse período na Seção 2.3 do Capítulo 2.

<sup>16</sup> Este dado foi calculado com base na Conta de Renda Nacional Disponível Bruta (Conta 2) do Sistema de Contas Nacionais. Foram utilizados os dados de Remuneração dos empregados sobre o Produto Interno Bruto dentro da Conta de Distribuição Primária da Renda. A escolha dos dados foi feita com base no que mais se aproximava de uma continuidade em relação aos dados de Marquetti et al (2014).

<sup>17</sup> Serie elaborada pelo Ipeadata, base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

Gráfico 3.1 - As séries de participação dos salários na renda,  $\omega$ , e de crescimento econômico,  $g$ .



Elaboração própria a partir dos dados de Marquetti e Porsse (2014) e Ipeadata.

A Tabela 3.2 abaixo apresenta ainda as estatísticas descritivas das séries. Vale notar que a taxa de crescimento da economia brasileira foi tomada em decimais.

Tabela 3.2 – Estatísticas descritivas das variáveis  $\omega$  e  $g$

Estatística	$\omega$	$g$
Média	0.422913	0.049835
Mediana	0.049521	0.420951
Desvio Padrão	0.040050	0.022604
(Variância = Desvio Padrão <sup>2</sup> )	(0.001604)	(0.00051)

Elaboração própria

Pela Tabela 3.2 acima pode-se afirmar que as variáveis apresentam uma variância muito pequena, o que dificulta o trabalho econométrico.

### 3.2 - A estimação do efeito direto de uma mudança na variável distributiva sobre a economia brasileira (efeito taxa)

O trabalho empírico deve ser iniciado pelos testes de raiz unitária aplicados às séries de participação dos salários na renda e da taxa de crescimento da economia. A importância da realização destes testes iniciais é destacada em Bueno (2011). Caso as séries apresentem um comportamento não estacionário é possível que a regressão econométrica encontre relações entre as variáveis sem que, no entanto, exista alguma causalidade entre elas.

### 3.2.1 - Os testes para a escolha do modelo de estimação

Pelo Gráfico 3.1 acima não é possível afirmar que há uma única tendência de crescimento ou de decréscimo nos dados. Assim, a melhor especificação para os testes de raiz unitária são os testes com intercepto. A Tabela 3.3 abaixo apresenta os resultados dos seguintes testes de raiz unitária: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o teste de Phillips-Perron (PP), como é usual na literatura de séries temporais. Vale notar que apenas o teste KPSS toma como hipótese nula a estacionariedade da série. Para os testes ADF e PP a hipótese nula é de presença de raiz unitária.

Pelos testes ADF abaixo reportados, pode-se rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária em ambas as séries ao nível de 5% ( $t = -2.91$ ) e ao nível de 1% ( $t = -3.55$ ) para a variável de crescimento econômico. Também, pelos testes de PP, pode-se rejeitar a hipótese nula de presença de raiz na série distributiva apenas a 10% de confiança ( $z = -2.59$ ). Porém, o teste rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1%.

Pelo teste KPSS, como a estatística de teste é menor do que o valor crítico para 10% de confiança ( $\eta = 0.347$ ), não se rejeita a hipótese nula de que a série  $\omega$  seja estacionária. Porém, para  $g$ , como a estatística de teste é maior do que o valor crítico para 5% ( $\eta = 0.463$ ) de confiança pode-se rejeitar a hipótese nula de série estacionária.

Vale ressaltar que o teste PP rejeitou a hipótese nula de presença de raiz unitária na série de participação dos salários na renda apenas a 10 % e o teste KPSS rejeitou a hipótese nula de estacionariedade da série de crescimento da renda a 5%. Portanto, considerou-se necessária a realização dos testes adicionais de Elliott-Rothemberg-Stock (ERS), o teste de Dickey-Fuller GLS (DF-GLS) e os testes de Ng-Perron.

Segundo Bueno (2011), o baixo poder dos testes mais comuns é identificado por Elliot, Rothemberg e Stock. Os autores mostram, por exemplo, que em vários casos os testes de ADF não rejeitam a hipótese de raiz unitária mesmo quando ela é falsa. Assim, Elliot, Rothemberg e Stock propõem, então, os testes DF-GLS e ERS que possuem um poder aumentado. Além disso, seguindo Braga (2012), os testes de Ng e Perron propõem modificações para os critérios de seleção de defasagens, “MZa e MZt são modificações do teste de Phillips Perron e o MPT modificação do teste de ERS.” (Braga, 2012, p. 7).

Portanto, optou-se por realizar os cinco testes adicionais reportados na Tabela 3.3 abaixo para não correr o risco de uma regressão espúria, uma vez que os testes mais usuais apontaram a possibilidade, mesmo que baixa, de raiz unitária em ambas. Todos os testes adicionais têm por hipótese nula a presença de raiz unitária.

Os testes adicionais abaixo reportados rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária para ambas as séries a 1% de confiança.

Tabela 3.3 – Testes de raiz unitária para as séries participação dos salários na renda,  $\omega$ , e taxa de crescimento da economia,  $g$ .

Testes realizados (especificação: com intercepto e sem tendência)	Estatística para a variável distributiva ( $\omega$ ) (p-valor)	Estatística para a variável de crescimento da economia ( $g$ ) (p-valor)
ADF	-3.187803** (0.0260)	-4.387983*** (0.0008)
PP	-2.725481* (0.0758)	-4.374810*** (0.0008)
KPSS	0.072903	0.540552**
ERS	0.445725***	1.355703***
DF-GLS	-3.220550***	-2.704685***
Testes de Ng-Perron		
Mza	-51.1223***	-11.9094**
MZt	-5.05580***	-2.40868**
MPT	0.47924***	2.18118**

Fonte: Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelos testes apresentados acima é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária em ambas as séries

Como destaca Bueno (2011), a estimação de um sistema de Vetores Autoregressivos (VAR) permite que o trabalho empírico expresse modelos econômicos mais completos e por isso é bastante usual na literatura de séries temporais macroeconômicas. Para o autor, o método de estimação busca fundamentalmente a trajetória das variáveis endógenas, que podem ser várias em um mesmo modelo, diante de um choque estrutural na economia. No entanto, para a estimação por VAR é preciso que as variáveis sejam estacionárias, para que as relações estimadas em cada equação não apresentem regressões espúrias.

Como os testes de raiz unitária para a participação dos salários na renda e para o crescimento indicaram a estacionariedade das séries, a estimação para a relação entre as variáveis deve ser feita pelo método de Vetores Autoregressivos (VAR) com as mesmas em nível. O objetivo dessa estimação será, posteriormente, avaliar o efeito de um choque da participação dos salários na renda no crescimento.

A estimação de um sistema VAR começa pela seleção do número de defasagens a ser incluídas no modelo de estimação. Tal escolha é feita através dos critérios de informação de modificações sequenciais da estatística de teste LR (LR), de Erro de Previsão Final (FPE), de Akaike (AIC), de Schwarz (SC), e de Hannan-Quinn (HQ) que são apresentados na Tabela 3.4 abaixo.

Tabela 3.4 – Critérios de informação para a escolha da defasagem do VAR para a participação dos salários na renda,  $\omega$ , e para a taxa de crescimento da economia,  $g$ .

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	214.5070	NA	8.24e-07	-8.333609	-8.257851	-8.304659
1	251.6395	69.89642	2.25e-07*	-9.632921*	-9.405648*	-9.546073*
2	254.6301	5.394906	2.34e-07	-9.593339	-9.214550	-9.448593
3	254.9266	0.511442	2.71e-07	-9.448100	-8.917795	-9.245455
4	263.5236	14.15981*	2.27e-07	-9.628376	-8.946555	-9.367832
5	266.5709	4.780071	2.38e-07	-9.591015	-8.757678	-9.272572
6	270.3818	5.679037	2.42e-07	-9.583600	-8.598748	-9.207259
7	272.4251	2.884654	2.64e-07	-9.506867	-8.370499	-9.072627
8	275.8405	4.553908	2.75e-07	-9.483943	-8.196059	-8.991804

Elaboração própria.

Notas: \* Indica a ordem de defasagem escolhida pelo Critério de Informação.

Pelos Critérios de Informação acima o VAR deve ser estimado com uma defasagem, VAR (1), ou quatro defasagens, VAR (4). Para a escolha do melhor modelo VAR é necessário realizar e comparar os diagnósticos dos resíduos de ambas as especificações. Assim, o passo seguinte é estimar ambos os modelos para então realizar os testes sobre resíduos, que estão reportados na Tabela 3.5 abaixo.

Tabela 3.5 – Testes sobre resíduos do VAR (1) e do VAR (4) estimados para a participação dos salários na renda,  $\omega$ , e a taxa de crescimento econômico,  $g$

	VAR (1)	VAR (4)
Testes	Estatística (p-valor)	Estatística (p-valor)
Portmanteau	5.994767 <sup>1</sup> (0.1995)	8.802715 <sup>3</sup> (0.2671)
Teste LM	5.406842 <sup>2</sup> (0.2480)	4.875561 <sup>4</sup> (0.3003)
Jarque-Bera	6.318530** (0.0425)	13.01533** (0.0112)
Kurtosis	9.541282*** (0.0085)	6.765341** (0.0340)
Skewness	5.007252* (0.0818)	6.249986** (0.0439)
Teste para a Heteroscedasticidade	49.46681*** (0.0000)	58.11451 (0.1504)

Elaboração própria.

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

<sup>1</sup>Reportamos a estatística Q ajustada para 2 defasagens; <sup>2</sup> Reportamos a estatística LM para 1 defasagem; <sup>3</sup>Reportamos a estatística Q ajustada para 5 defasagens; <sup>4</sup>Reportamos a estatística LM para 5 defasagens.



Pelos testes nos resíduos, acima reportados, não se pode rejeitar a hipótese nula de não autocorrelação dos resíduos, porém rejeita-se a hipótese de normalidade e homoscedasticidade para o VAR (1). No VAR (4) não se rejeita a hipótese nula de não autocorrelação nem a hipótese nula de homoscedasticidade. Rejeita-se apenas a hipótese nula de normalidade nos resíduos a 5% de confiança, o que, no entanto, afeta apenas a inferência sobre os coeficientes estimados. Assim, foi considerado como um modelo mais adequado para o que se quer estimar um sistema VAR com quatro defasagens.

### *3.2.2 - Os resultados do VAR (4) para o efeito taxa.*

Vale notar que na literatura de séries temporais é pouco usual reportar os coeficientes estimados no sistema de Vetores Autoregressivos. Isso porque o sistema é estimado na sua forma reduzida e dificilmente é possível recuperar as informações contidas na forma estrutural a partir destes coeficientes a não ser que se imponham restrições adicionais (Bueno, 2011, p. 198). É por isso que esses modelos em geral são interpretados através do teste de causalidade de Granger, da função de impulso resposta e da decomposição da variância.

Bueno (2011) destaca que o teste de causalidade de Granger é necessariamente realizado com o VAR em sua forma estrutural, ou seja, sem incluir os valores defasados da variável que se toma como endógena em cada equação. Assim, o teste F convencional permite que se faça inferência sobre a relação de causalidade entre as variáveis melhor do que a análise das estatísticas t de significância dos coeficientes estimados no VAR reduzido.

O autor acrescenta ainda que a função de impulso resposta impõe que alguns coeficientes, escolhidos com base em critérios macroeconômicos, por exemplo, sejam iguais a zero. Esse método permite que possam ser identificados os demais parâmetros da forma estrutural. No caso deste trabalho, utilizou-se como critério a variável menos endógena do modelo, apontada pelo teste de causalidade de Granger. Outra forma de se avaliar o VAR estrutural é através da decomposição da variância que diz qual a porcentagem da variância do erro de previsão que decorre de cada variável endógena.

Assim, para avaliar as relações causais existentes no modelo VAR (4) estimado para o efeito taxa, o teste de causalidade de Granger está reportado na Tabela 3.6 abaixo.

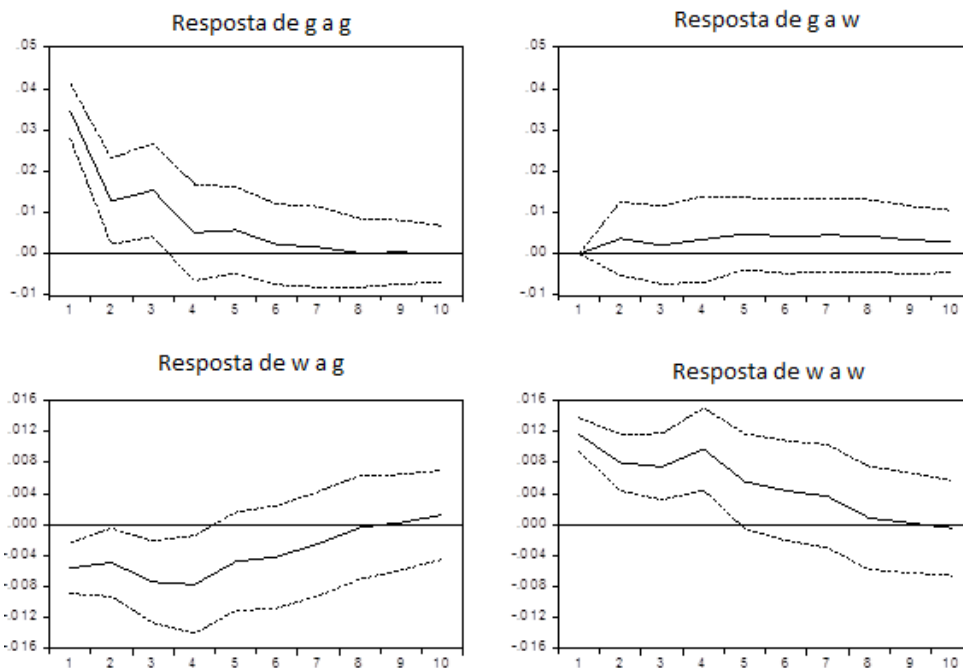
Tabela 3.6 – Testes de causalidade de Granger para a participação dos salários na renda,  $\omega$ , e crescimento econômico,  $g$ .

Hipótese nula	Estatística (p-valor)
$\omega$ não Granger causa $g$	0.37631 (0.8244)
$g$ não Granger causa $\omega$	0.75442 (0.5603)

Elaboração própria

Pelos testes de Causalidade de Granger, acima reportados, não se pode rejeitar a hipótese nula de que a variável distributiva não Granger causa a variável de crescimento econômico e vice-versa. No entanto, os testes de causalidade de Granger apontaram a hipótese de que variável  $\omega$  não causa, no sentido de Granger, a variável  $g$  como uma hipótese com menor poder de rejeição, portanto, menos provável ainda de ser rejeitada.

Gráfico 3.2 – A função de impulso resposta do sistema VAR (4) para a participação dos salários na renda,  $\omega$ , e para a taxa de crescimento econômico,  $g$ .



Elaboração própria

Nota:  $w$  denota a variável participação dos salários na renda

Pelo Gráfico 3.2 acima a função impulso resposta do efeito de um choque em  $\omega$  sobre  $g$ , apesar de estimada positiva, não é significativa. Ou seja, o resultado da função impulso resposta não corrobora com um resultado de crescimento *wage-led* ou *profit-led* como propõe os modelos neo-Kaleckianos. Porém, a taxa de crescimento da renda parece ter um efeito negativo e significativo para a participação dos salários na renda, o que é um resultado que se aproxima do resultado esperado pelo modelo de Cambridge. No entanto, ao se interpretar a

significância dos resultados estimados deve-se ter em conta que a hipótese nula de normalidade dos resíduos foi rejeitada o que afeta a inferência sobre os parâmetros.

Adicionalmente, a Tabela 3.7 abaixo apresenta a decomposição da variância. Pelos resultados abaixo reportados, a variável  $\omega$  não explica variações na variável  $g$  em um primeiro momento e explica muito pouco nos momentos seguintes. A variável  $g$  parece muito mais significativa para explicar as variações nos resíduos da equação de  $\omega$ , do que o contrário.

Tabela 3.7 – Decomposição da variância do VAR (4) para a participação dos salários na renda,  $\omega$ , e para a taxa de crescimento econômico,  $g$

Decomposição da Variância de $g$				Decomposição da Variância de $\omega$			
Período	S.E.	$g$	$\omega$	Período	S.E.	$g$	$\omega$
1	0.034692	100.0000	0.000000	1	0.012876	19.22386	80.77614
2	0.037141	99.04466	0.955340	2	0.015919	22.10429	77.89571
3	0.040248	98.92245	1.077553	3	0.019080	30.52927	69.47073
4	0.040725	98.21693	1.783067	4	0.022791	32.99882	67.00118
5	0.041407	96.91316	3.086842	5	0.023939	33.91869	66.08131
6	0.041676	95.95473	4.045269	6	0.024691	34.74529	65.25471
7	0.041946	94.86882	5.131176	7	0.025080	34.65941	65.34059
8	0.042168	93.87757	6.122435	8	0.025097	34.63829	65.36171
9	0.042301	93.29576	6.704244	9	0.025099	34.64366	65.35634
10	0.042404	92.84451	7.155486	10	0.025135	34.79580	65.20420

Elaboração própria

Assim, tanto pela função de impulso resposta quanto pela decomposição de variância, a variável distributiva em nível não explica bem a variável taxa de crescimento da economia, ao contrário do que se espera no modelo neo-Kaleckiano em sua análise do regime de crescimento. Esse resultado já era esperado pelo teste de causalidade de Granger. É interessante ainda notar que a taxa de crescimento da economia parece ser significativa, segundo a função de impulso resposta e a decomposição da variância, para explicar o comportamento da variável distributiva. Porém, o teste de causalidade de Granger não rejeitou a hipótese nula de que crescimento não Granger causa a participação dos salários na renda.

### 3.3 - Inserindo o investimento enquanto mecanismo de transmissão do modelo neo-Kaleckiano na estimação de um efeito taxa.

Seguindo a literatura neo-Kaleckiana revisada no Capítulo 2, uma alternativa à estimação direta da relação crescimento e distribuição é testar o mecanismo pelo qual a variável distributiva afeta o crescimento da economia: o crescimento do investimento. Vale, no entanto, destacar que o teste deve ser feito para renda e investimento em termos de taxa de crescimento e para o nível da participação dos salários na renda. Ou seja, a estimação deve ser diferente dos trabalhos analisados no Capítulo 2 em que se toma todas as variáveis, inclusive

a distributiva em termos da taxa de crescimento, estimando, portanto, apenas um efeito nível e não um efeito taxa.

No entanto, ao incluir a taxa de crescimento do investimento no modelo de estimação é importante ter em mente as diferenças das relações previstas pelos modelos para as duas taxas de crescimento: a da renda e a do investimento. Essas diferenças, que já foram apresentadas e discutidas no Capítulo 1 estão resumidas na Tabela 3.8 abaixo.

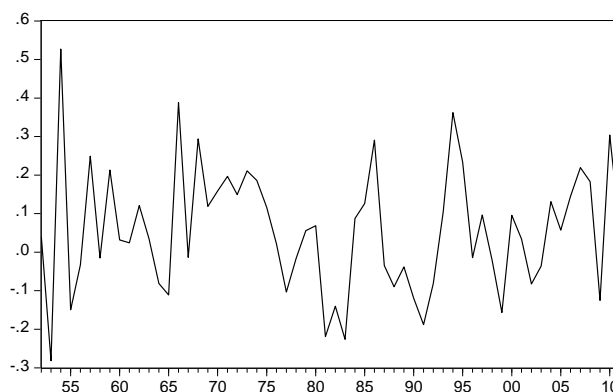
Tabela 3.8 – Os modelos e a relação entre a taxa de crescimento do investimento e a taxa de crescimento da renda.

Modelos	Relação entre a taxa de crescimento da renda e a taxa de crescimento do investimento
Modelos de Cambridge e modelo neo-Kaleckiano com investimento exógeno	$g_I \equiv g^*$
Modelo neo-Kaleckiano com investimento endógeno e modelo do supermultiplicador	$g^* \equiv g_I^*$

Elaboração própria

O Gráfico 3.3 da série variação real anual no investimento em máquina e equipamentos ( $g_I$ ) é apresentado abaixo. Os dados foram calculados a partir da taxa de crescimento da formação bruta de capital fixa – máquinas e equipamentos (em R\$ de 1980) disponível no Ipeadata.

Gráfico 3.3 – A série taxa de crescimento do investimento,  $g_I$



Elaboração própria a partir de dados elaborados pelo Ipeadata.

Novamente, uma vez que a série de crescimento do investimento não apresenta nenhuma tendência de crescimento ou decrescimento, optou-se pela especificação do teste de raiz unitária apenas com constante. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 3.9 abaixo.

Tabela 3.9 – Testes de raiz unitária para a série de crescimento do investimento,  $g_I$

Testes realizados (especificação: com intercepto e sem tendência)	Estatística (p-valor)
ADF	-7.554872*** (0.0000)
PP	-7.563194*** (0.0000)
KPSS	0.103707
ERS	0.807255***
DF-GLS	-7.605398***
Testes de ng-Perron	
Mza	-29.4988***
MZt	-3.84034***
MPT	0.83102***

Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelos testes reportados na Tabela 3.9 acima não se desconfia da presença de raiz unitária na série de taxa de crescimento real do investimento. É possível então estimar a relação entre a variável distributiva em nível, a taxa de crescimento econômico e a taxa de crescimento do investimento por um sistema VAR. Assim, novamente, a estimação do modelo deve partir da escolha do número de defasagens pelos critérios de informação.

Tabela 3.10 – Critérios de informação para a escolha da defasagem VAR para a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$ , e a participação dos salários na renda,  $\omega$ .

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	258.8003	NA	8.83e-09	-10.03138	-9.917747	-9.987960
1	297.8963	72.05923	2.72e-09*	-11.21162*	-10.75707*	-11.03792*
2	302.0584	7.181756	3.30e-09	-11.02190	-10.22644	-10.71793
3	307.7191	9.101473	3.80e-09	-10.89094	-9.754576	-10.45670
4	319.5884	17.68766*	3.46e-09	-11.00347	-9.526190	-10.43896
5	326.1732	9.037855	3.92e-09	-10.90875	-9.090562	-10.21397
6	330.7115	5.695218	4.90e-09	-10.73379	-8.574686	-9.908730
7	333.9977	3.737219	6.56e-09	-10.50971	-8.009704	-9.554386
8	339.1304	5.233367	8.40e-09	-10.35806	-7.517136	-9.272457

Elaboração própria

Notas: \* Indica a ordem de defasagem escolhida pelo Critério;

Pelos Critérios de Informação reportados na Tabela 3.10 acima os modelos indicados para a estimação do sistema são um VAR com uma defasagem, VAR (1) ou um VAR com quatro defasagens, VAR (4). Para escolher o melhor modelo foram reportados, na Tabela 3.11 abaixo, os testes sobre resíduos de ambas as especificações.

Tabela 3.11 – Testes sobre resíduos para o VAR (1) e o VAR (4) para a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$  e a participação dos salários na renda,  $\omega$ .

	VAR (1)	VAR (4)
Testes	Estatística (p-valor)	Estatística (p-valor)
Portmanteau	11.93479 (0.7485)	17.72948 (0.3400)
Teste LM	7.857286 (0.5486)	8.650873 (0.4701)
Jarque-Bera	9.257705 (0.1596)	2.800991 (0.8334)
Kurtosis	8.795061** (0.0321)	0.652479 (0.8843)
Skewness	0.462644 (0.9270)	2.148513 (0.5422)
Teste para a Heteroscedasticidade	105.9539*** (0.0000)	158.7004 (0.1901)

Elaboração Própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelos testes reportados na Tabela 3.11 acima o VAR (4) parece ser a especificação mais adequada, pois não rejeita as hipóteses nulas de normalidade, homoscedasticidade e não autocorrelação dos resíduos. Assim, a avaliação da relação entre as três variáveis é feita através de um VAR com quatro defasagens. É importante notar que, a inclusão da taxa de crescimento de investimento, mecanismo de transmissão da variável distributiva para o crescimento seguindo o modelo neo-Kaleckiano, parece ter melhorado a especificação do modelo a ser estimado. Os testes sobre resíduos melhoraram em relação ao primeiro VAR (4) estimado.

### 3.3.1- Os resultados do VAR (4) com taxa de crescimento do investimento.

Novamente, como é usual na literatura o teste de causalidade de Granger (Tabela 3.12), a decomposição da variância (Tabela 3.13) e a função de impulso resposta (Gráfico 3.4) estão reportados a seguir.

Tabela 3.12 – Testes de causalidade de Granger para a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$  e a participação dos salários na renda,  $\omega$ .

Hipótese Nula	Estatística (p-valor)
$g$ não Granger causa $g_I$	2.60970 (0.0473)
$g_I$ não Granger causa $g$	0.26970 (0.8960)
$\omega$ não Granger causa $g_I$	0.63272 (0.6416)
$g_I$ não Granger causa $\omega$	0.93825 (0.4501)
$\omega$ não Granger causa $g$	0.32914 (0.8570)
$g$ não Granger causa $\omega$	0.75022 (0.5629)

Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelo teste de causalidade de Granger reportado na Tabela 3.12 acima só se rejeita a hipótese nula de que a variável de crescimento econômico não Granger causa a variável crescimento do investimento. Este resultado é compatível com o modelo do supermultiplicador e com os modelos neo-Kaleckianos que tomam o investimento endógeno ao nível de atividade da economia. Todas as demais hipóteses de não Granger causalidade não puderam ser rejeitadas.

Deve ser destacado ainda que, mesmo com a inclusão da taxa de crescimento do investimento, a variável distributiva não parece causar, no sentido de Granger, a taxa de crescimento da economia ou do investimento. Mais ainda, a hipótese de que a variável distributiva não causa, no sentido de Granger, a taxa de crescimento da economia e a taxa de crescimento do investimento são hipóteses difíceis de ser rejeitar pelo resultado apresentado na Tabela 3.12 acima. Esse teste não corrobora, portanto, o resultado previsto no modelo neo-Kaleckiano à la Marglin e Bhaduri (1990).

Tabela 3.13 – Decomposição da variância para o sistema VAR (4) estimado para a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$  e a participação dos salários na renda,  $\omega$ .

	Decomposição da variância de $g_I$				Decomposição da variância de $g$				Decomposição da variância de $\omega$			
	S.E.	$g_I$	$g$	$\omega$	S.E.	$g_I$	$g$	$\omega$	S.E.	$g_I$	$g$	$\omega$
1	0.138182	100.0000	0.000000	0.000000	0.035915	48.74329	51.25671	0.000000	0.013188	3.958289	19.08769	76.95402
2	0.145960	93.00788	6.282729	0.709386	0.038379	46.35154	52.95225	0.696205	0.016317	7.814849	16.38990	75.79525
3	0.156083	84.90033	11.78798	3.311684	0.041626	42.53535	56.73932	0.725325	0.019560	10.51936	20.39870	69.08194
4	0.157848	83.89113	12.61553	3.493338	0.042104	41.62492	57.13212	1.242960	0.023563	9.328305	23.78599	66.88571
5	0.159762	82.33422	12.63169	5.034096	0.042691	40.55054	56.93413	2.515329	0.024868	8.612851	24.69749	66.68966
6	0.162126	80.20050	12.87996	6.919541	0.043067	39.85064	56.46838	3.680977	0.025703	8.078036	25.73830	66.18367
7	0.162245	80.13032	12.94051	6.929165	0.043419	39.22331	55.81850	4.958189	0.026220	7.840777	26.26438	65.89484
8	0.163681	78.79075	13.29434	7.914902	0.043750	38.65384	55.07133	6.274832	0.026315	8.066382	26.39976	65.53386
9	0.164051	78.44380	13.32450	8.231695	0.043983	38.29749	54.57666	7.125846	0.026372	8.313505	26.43707	65.24943
10	0.164074	78.43281	13.33777	8.229416	0.044159	38.05356	54.18437	7.762071	0.026434	8.565239	26.32903	65.10574

Elaboração própria

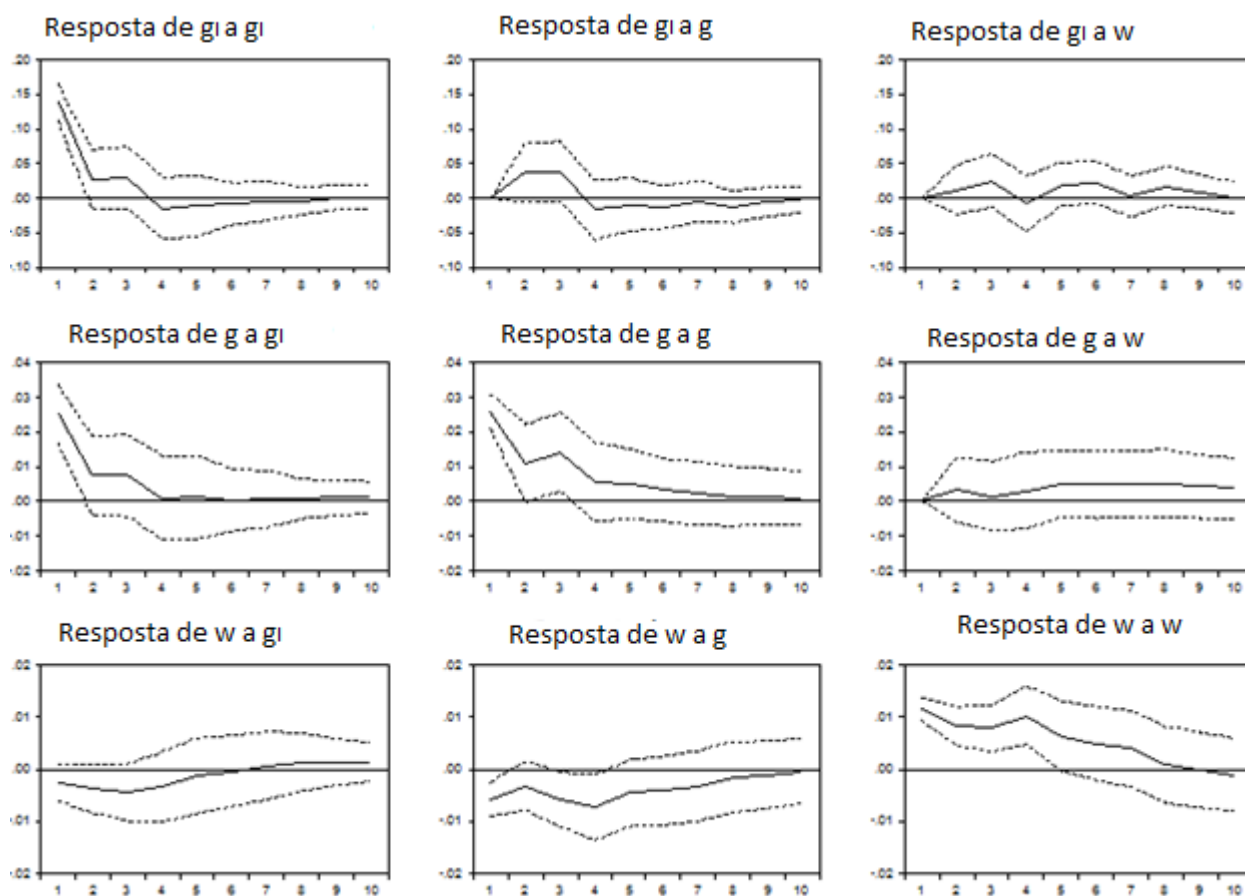
Pela Tabela 3.13 apresentada acima variações na taxa de crescimento do investimento,  $g_I$ , não são explicadas pela variação de nenhuma das outras duas variáveis em um primeiro período, apenas nos períodos seguintes. A partir do terceiro período, a variação da taxa de crescimento da economia passa a ser relevante para explicar variações nos resíduos de estimação da taxa de crescimento do investimento.

Esse resultado pouco corrobora com o modelo neo-Kaleckiano, já que variações na participação dos salários na renda em nível têm pouco efeito sobre variações na taxa de crescimento do investimento. No entanto, pouco corrobora, também, com as hipóteses do modelo do supermultiplicador, além de alguns neo-Kaleckianos com investimento endógeno, já que variações na taxa de crescimento da renda não ajudaram a explicar variações na taxa de crescimento do investimento, ao contrário do que foi obtido no teste de causalidade de Granger.

Na decomposição da variância da taxa de crescimento da economia, a taxa de crescimento do investimento é responsável por um alto percentual, que, no entanto, decresce nos períodos posteriores. Já a variável distributiva aparece com baixo percentual de explicação também para variações na taxa de crescimento da renda. Por fim, é interessante notar que na decomposição da variância de  $\omega$ , a variável  $g$  assume um percentual alto de explicação.



Gráfico 3.4 – A função de impulso resposta para o sistema VAR (4) estimado para a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$  e a participação dos salários na renda,  $\omega$ .



Elaboração própria

Nota:  $g_I$  denota a variável taxa de crescimento do investimento.

Pela função de impulso resposta um choque na taxa de crescimento do investimento,  $g_I$ , gera uma resposta positiva e significativa em  $g$  e negativa, porém, não significativa em  $\omega$ . Já um choque na variável distributiva não gera uma resposta significativa em nenhuma das taxas de crescimento. Mesmo que o efeito inicial seja positivo para ambas, ele é não significativo.

Além disso, a variável taxa de crescimento da economia gera uma resposta negativa e significativa na variável distributiva no período seguinte, porém, essa resposta é positiva e não significativa dois períodos a frente. Esse resultado é compatível apenas com a hipótese do modelo de Cambridge para a relação entre crescimento e distribuição.

Já o efeito de um choque da taxa de crescimento da economia sobre a taxa de crescimento do investimento é positivo para pelo menos quatro períodos a frente. No entanto, este efeito tem uma significância de difícil interpretação. Primeiro, vale notar que a linha de significância a

5% passa bem próximo do zero. Ou seja, um resultado muito próximo de rejeitar a hipótese nula de não significância do parâmetro estimado. Segundo, a escala do gráfico para os efeitos em  $g_I$  são muito maiores, o que reflete um efeito mais significativo de choque nas demais variáveis em  $g_I$ .

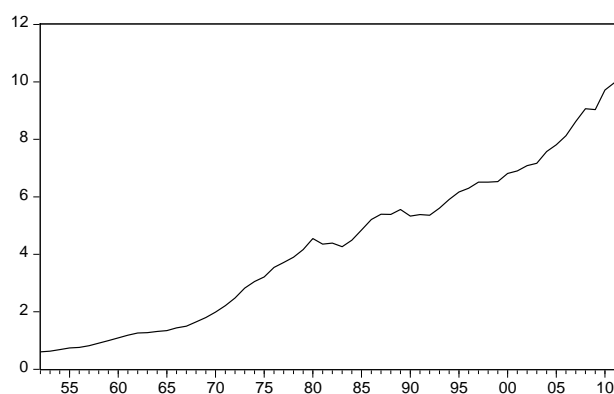
Assim, é possível interpretar da função impulso resposta que um choque na taxa de crescimento da renda tem um efeito positivo sobre a taxa de crescimento do investimento, o que corrobora a hipótese de investimento endógeno.

### 3.4 – Estimação de uma relação entre o nível de renda e a variável distributiva (efeito nível)

Outra análise bastante interessante para o trabalho é a de um efeito nível da variável distributiva sobre a renda. Como já abordado diversas vezes ao longo deste trabalho, a estimação de um efeito nível da variável distributiva é diferente de estimar um regime de crescimento do tipo neo-Kaleckiano. Este tipo de efeito, na verdade, é tanto previsto pelos modelos neo-Kaleckianos quanto pelo modelo do supermultiplicador ou do modelo de Cambridge.

O Gráfico 3.5 abaixo apresenta a série do Produto Interno Bruto em nível para a economia brasileira entre 1952 e 2011.

Gráfico 3.5 – A série renda em nível,  $Y$



Elaboração própria a partir da série elaborada pelo Ipeadata

Pelo Gráfico 3.5 da renda em nível apresentado acima, pode-se desconfiar de um problema de raiz unitária na série. Como há uma tendência ao crescimento constante dos dados os testes, apresentados na Tabela 3.14 abaixo foram realizados com a especificação com tendência e

constante. Como na literatura empírica existe certo consenso sobre a não estacionariedade da série PIB, apenas os testes mais usuais foram realizados para esta série: ADF, PP e KPSS.

Tabela 3.14 – Testes de raiz unitária para a série renda em nível

<b>Testes realizados (especificação: com intercepto e com tendência)</b>	<b>Estatística (p-valor)</b>
ADF	-0.648867 (0.9720)
PP	-1.070558 (0.9252)
KPSS	0.123405*

Fonte: Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelos testes acima apresentados pode-se concluir que a série renda em nível possui raiz unitária. Porém, na subseção 3.2.1 já se concluiu que a série de participação dos salários na renda,  $\omega$ , não apresenta raiz unitária. Assim, a estimação direta de uma relação entre  $Y$  e  $\omega$  não é possível, pois a primeira é integrada e a segunda não.

Assim, duas alternativas foram propostas para estimar essa relação entre o nível das variáveis. A primeira tentativa foi a estimação de um VAR com todas as variáveis tomadas em termos de taxa de crescimento. A segunda tentativa foi a estimação de uma regressão de cointegração entre todas as variáveis em nível.

Para a primeira tentativa é ainda necessário que a variação anual da participação dos salários na renda seja estacionária, uma vez que já se sabe que  $g$  e  $g_I$  não possuem raiz unitária. Já para a segunda estimação é necessário que a variável investimento, em nível,  $I$ , seja integrada, para que se possa rodar uma regressão de cointegração entre as variáveis em nível, apesar de  $\omega$  ser estacionária. Os testes são apresentados nas Tabelas 3.15 e 3.16, respectivamente.

Tabela 3.15 – Testes de raiz unitária para a série crescimento da participação salarial na renda,  $g_\omega$ .

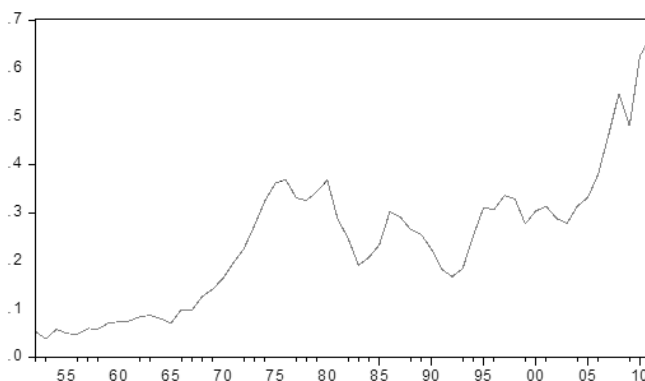
<b>Testes realizados (especificação: com intercepto e sem tendência)</b>	<b>Estatística (p-valor)</b>
ADF	-8.650545*** (0.0000)
PP	-8.579945*** (0.0000)
KPSS	0.052009

Fonte: Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelos testes reportados na Tabela 3.15 acima não se pode desconfiar de um problema de raiz unitária na série. Assim, uma relação entre o crescimento da renda, o crescimento da variável distributiva e o crescimento do investimento pode ser estimada, através de um VAR na Subseção 3.4.1. Por fim, para a segunda alternativa, o Gráfico 3.6 apresenta a série investimento em nível, *I*.

Gráfico 3.6 – A série investimento em nível, *I*.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados disponíveis no Ipeadata.

Pelo gráfico da série investimento em nível, pode-se perceber certa tendência de crescimento da variável investimento em nível. No entanto, essa tendência não é tão clara quanto à de crescimento da renda. Ainda assim, os testes de raiz unitária apresentados na Tabela 3.14 abaixo foram realizados com a especificação com tendência e constante.

Tabela 3.16 – Testes de raiz unitária para a série investimento em nível

Testes realizados (especificação: com intercepto e sem tendência)	Estatística (p-valor)
ADF	-0.714251 (0.9671)
PP	-1.252995 (0.8896)
KPSS	0.100060
ERS	-1.139668
DF-GLS	19.36565

Fonte: Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\* O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelos testes acima reportados apenas o teste KPSS não rejeita a hipótese nula de estacionariedade, nem mesmo a 10% de confiança. Para todos os outros testes não se podemos rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Portanto, considerou-se que a série investimento em nível é não estacionária. Este resultado permite a estimação de regressões de cointegração entre as três séries em nível, o que foi realizado na subseção 3.4.2,

no entanto, a subseção a seguir retoma, primeiro, o VAR com as séries em taxa de crescimento.

*3.4.1 – Estimação de um VAR com a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$ , e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda,  $g_\omega$ .*

O trabalho de estimação de um efeito nível deve, novamente, ser iniciado pelos critérios de informação para a escolha de defasagem do VAR com as variáveis em termos de taxa de crescimento. Os critérios de informação são reportados na Tabela 3.17 abaixo.

Tabela 3.17 – Critérios de informação para a escolha da defasagem VAR com a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$  e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda,  $g_\omega$ .

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	241.4189	NA	1.75e-08	-9.349761	-9.236124*	-9.306337*
1	252.8803	21.12502	1.59e-08*	-9.446288*	-8.991741	-9.272592
2	256.0863	5.531889	2.00e-08	-9.219071	-8.423614	-8.915104
3	269.0198	20.79507*	1.73e-08	-9.373327	-8.236959	-8.939087
4	271.7199	4.023675	2.26e-08	-9.126272	-7.648994	-8.561760
5	279.9594	11.30913	2.40e-08	-9.096449	-7.278260	-8.401665
6	283.1132	3.957700	3.17e-08	-8.867186	-6.708087	-8.042130
7	287.0210	4.444130	4.14e-08	-8.667490	-6.167481	-7.712163
8	290.8711	3.925611	5.57e-08	-8.465534	-5.624614	-7.379935

Elaboração própria

Notas: \* Indica a ordem de defasagem escolhida pelo Critério;

Pelos critérios de informação apresentados na Tabela 3.17 o mais indicado seria estimar modelos VAR com apenas uma defasagem, VAR (1) ou um modelo VAR com três defasagens, VAR (3). Na Tabela 3.18 abaixo são reportados os testes sobre resíduos para selecionar a melhor especificação do modelo.

Tabela 3.18 – Testes sobre resíduos para o VAR (1) e o VAR (3) com a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$  e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda,  $g_\omega$ .

	<b>VAR (1)</b>	<b>VAR (3)</b>
Teste	Estatística (p-valor)	Estatística (p-valor)
Portmanteau	9.800613 (0.8768)	9.852233 (0.8742)
Teste LM	6.703235 (0.6680)	4.531999 (0.8731)
Jarque-Bera	13.74359** (0.0326)	5.854413 (0.4397)
Kurtosis	6.916710* (0.0746)	2.295651 (0.5134)
Skewness	6.826882* (0.0776)	3.558762 (0.3132)
Teste para a Heteroscedasticidade	80.92604*** (0.0000)	105.4321 (0.5520)

Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pela Tabela 3.18 acima para os resíduos do VAR (1) é possível rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade e normalidade, porém não se rejeita nenhuma dessas duas hipóteses para o VAR (3). Já a hipótese de não autocorrelação dos resíduos não pode ser rejeitada para nenhum dos modelos VAR. Assim, optou-se por estimar um VAR (3) para a relação entre a taxa de crescimento da renda, a taxa de crescimento do investimento e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda.

Como já discutido a interpretação dos coeficientes estimados para o VAR em sua forma reduzida não é usual na literatura de séries temporais. Uma vez estimado o VAR o interesse está em recuperar sua forma estrutural através da função de impulso resposta, Gráfico 3.7, e da decomposição da variância, Tabela 3.20. No entanto, primeiro, deve-se reportar os testes de causalidade de Granger, Tabela 3.19.

Tabela 3.19 – Testes de causalidade de Granger com a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$  e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda,  $g_\omega$ .

Hipótese Nula	Estatística (p-valor)
$g$ não Granger causa $g_I$	4.63073 (0.0062)
$g_I$ não Granger causa $g$	0.54146 (0.6561)
$g_\omega$ não Granger causa $g_I$	0.24279 (0.8661)
$g_I$ não Granger causa $g_\omega$	0.88813 (0.4539)
$g_\omega$ não Granger causa $g$	0.03119 (0.9925)
$g$ não Granger causa $g_\omega$	0.87499 (0.4605)

Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelo teste de causalidade de Granger pode-se rejeitar apenas a hipótese nula de que a taxa de crescimento da economia não Granger causa a taxa de crescimento do investimento, como já obtido na estimação do efeito taxa. É interessante observar ainda que não se pode rejeitar a hipótese nula de que  $g_\omega$  não Granger causa  $g$ . No entanto, essa causalidade, que representa o efeito nível da variável distributiva sobre a renda era esperada por todos os três modelos estudados no Capítulo 1.

Tabela 3.20 – Decomposição da variância para o sistema VAR (3) estimado com a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$  e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda,  $g_\omega$ .

	Decomposição da Variância de $g_I$				Decomposição da Variância de $g$				Decomposição da Variância de $g_\omega$			
	S.E.	$g_I$	$g$	$g_\omega$	S.E.	$g_I$	$g$	$g_\omega$	S.E.	$g_I$	$g$	$g_\omega$
1	0.03122	100.0000	0.00000	0.00000	0.03681	50.63730	49.3620	0.00000	0.13632	6.737869	17.4550	75.8063
2	0.03210	95.19014	4.66418	0.14578	0.03951	50.02827	49.8862	0.08523	0.14448	8.160880	17.7981	74.0401
3	0.03283	88.34047	9.84686	1.81262	0.04297	46.25423	53.6630	0.08240	0.15375	9.662727	18.9533	71.3834
4	0.03401	85.45424	11.2018	3.34435	0.04330	45.92623	53.9887	0.08549	0.15663	9.010023	17.8667	73.1231
5	0.03434	85.40881	11.2104	3.38031	0.04381	45.40841	54.4968	0.09484	0.15674	8.880300	18.6005	72.5195
6	0.03434	84.66676	11.4962	3.83673	0.04405	45.16744	54.7219	0.11058	0.15741	8.866498	18.5950	72.5380
7	0.03441	84.19011	11.4292	4.38037	0.04419	45.02057	54.8689	0.11088	0.15796	8.864310	18.4948	72.6401
8	0.03452	83.99562	11.5533	4.45055	0.04420	44.91519	54.9741	0.11050	0.15815	8.830506	18.8280	72.3400
9	0.03452	83.92416	11.6094	4.46664	0.04436	44.86198	55.0237	0.11442	0.15827	8.838328	18.8457	72.3160
10	0.03450	83.86417	11.5993	4.53645	0.04435	44.81741	55.0678	0.11467	0.15838	8.851446	18.8794	72.2681

Elaboração própria

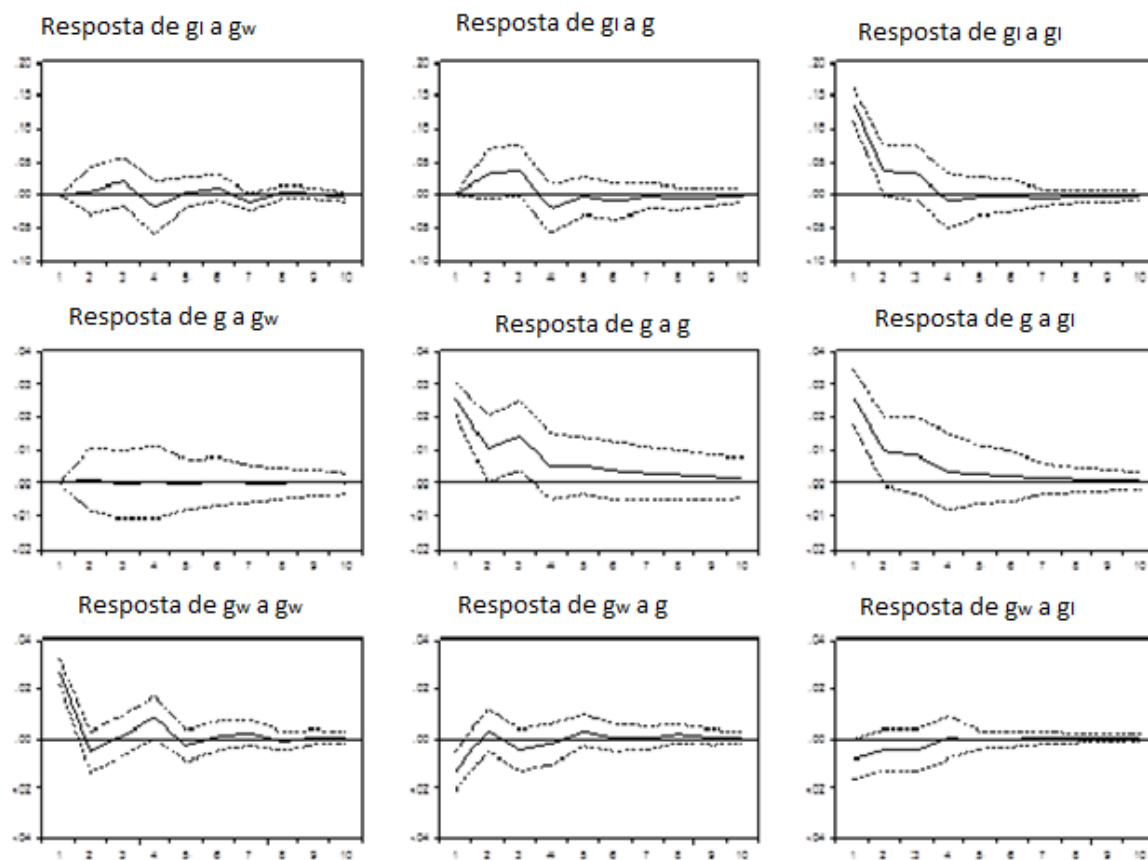
Pela decomposição da variância acima, a variável taxa de crescimento da participação dos salários na renda,  $g_\omega$ , não é relevante para explicar variações na taxa de crescimento da renda,  $g$ , ou na taxa de crescimento do investimento,  $g_I$ . Um resultado bastante semelhante ao do efeito taxa, mas que coloca ainda a possibilidade de a variável distributiva não ter nem mesmo

um efeito nível sobre a renda, o que, no entanto, seria esperado em qualquer um dos três modelos visto no Capítulo 1.

Além disso, de um lado, variações na taxa de crescimento da renda foram pouco relevantes para explicar variações na taxa de crescimento do investimento. Por outro lado, variações na taxa de crescimento do investimento são relevantes para explicar variações no crescimento econômico. Esse resultado é bastante semelhante ao obtido no efeito taxa, ou seja, é pouco favorável aos modelos que tomam o investimento como variável endógena ao sistema.

Já a variável taxa de crescimento da renda,  $g$ , é bastante relevante para explicar variações na taxa de crescimento da participação dos salários na renda,  $g_{\omega}$ , a partir do período seguinte. A taxa de crescimento do investimento,  $g_I$ , é relevante para explicar variações em  $g_{\omega}$ , a partir do período seguinte, porém bem menos do que a taxa de crescimento da renda.

Gráfico 3.7 – Função impulso-resposta para o sistema VAR (3) estimado com a taxa de crescimento da renda,  $g$ , a taxa de crescimento do investimento,  $g_I$  e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda,  $g_{\omega}$ .



Elaboração própria

Nota:  $g_{\omega}$  denota a taxa de crescimento da participação dos salários na renda e  $g_I$  é a taxa de crescimento do investimento



Pela função impulso resposta reportada acima um choque na taxa de variação da participação dos salários na renda afeta positivamente a taxa de crescimento do investimento, pelo menos nos primeiros períodos, porém esse efeito é não significativo. No entanto, o efeito final de um choque da taxa de crescimento da participação dos salários na renda sobre a taxa de crescimento econômico é em média nulo. Esse resultado, assim como obtido na decomposição da variância, não é favorável à hipótese de um efeito nível da participação dos salários na renda sobre a mesma.

Além disso, a taxa de crescimento da renda afeta de forma positiva e quase significativa o crescimento do investimento, o que é esperado para a hipótese de investimento endógeno. Já a taxa de crescimento do investimento afeta de forma positiva e significativa a taxa de crescimento da economia, o que é esperado em todos os modelos vistos no Capítulo 1. Esse resultado é bastante semelhante aos resultados obtidos para a relação entre a taxa de crescimento da renda e a taxa de crescimento do investimento na estimação do efeito taxa.

Por fim, vale ressaltar que tanto a taxa de crescimento da renda quanto a taxa de crescimento do investimento afetam de forma negativa a variação da participação dos salários na renda. Porém, apenas o efeito da taxa de crescimento da renda é significativo. Esse é um resultado que não é esperado por nenhum dos modelos, já que os modelos que possibilitam uma relação inversa entre  $g_{\omega}$  e  $g$  esperam uma relação causal inversa à que foi estimada, ou seja, da primeira para segunda.

#### *3.4.2 – A regressão de cointegração para a renda em nível, $Y$ , o investimento em nível, $I$ e a participação dos salários na renda, $\omega$ .*

A segunda alternativa que se testou foi a estimação de regressão de cointegração da variável renda em nível sobre a variável de investimento em máquinas equipamentos em nível e a variável distributiva. Pelo Gráfico 3.6 da série e pela Tabela 3.16 dos testes de raiz unitária, reportados anteriormente, a série investimento em nível não é estacionária, assim como a renda em nível. Assim, é possível rodar uma regressão de cointegração entre as três variáveis em nível mesmo que a participação dos salários na renda seja uma série estacionária.

As regressões de cointegração utilizadas foram o Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS), o Fully Modified Ordinary Least Squares (FM-OLS) e o Canonic Cointegrating Regression (CCR). Os resultados dos coeficientes estimados são reportados na Tabela 3.21 abaixo.

Tabela 3.21 – Regressões de cointegração para a renda em nível,  $Y$ , o investimento em nível,  $I$ , e a participação dos salários na renda,  $\omega$ .

	FM-OLS		DOLS		CCR	
	Coeficiente estimado (estatística t)	P-valor	Coeficiente estimado (estatística t)	P-valor	Coeficiente estimado (estatística t)	P-valor
$I$	18.13655*** (7.951354)	0.0000	18.86406*** (6.719442)	0.0000	18.39060*** (7.536477)	0.0000
$\omega$	21.75372 (1.525111)	0.1329	22.71198 (1.373096)	0.1761	22.33482 (1.540915)	0.1290
$C$	-9.234959 (-1.500811)	0.1390	-9.740892 (-1.359240)	0.1804	-9.522919 (-1.517759)	0.1347
R <sup>2</sup> ajustado	0.753785		0.753240		0.751027	

Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pela Tabela 3.19, nas regressões de cointegração o investimento, em nível, é bastante significativo para explicar o comportamento da variável renda também em nível, para qualquer um dos métodos de estimação. Contudo, a variável distributiva não é significativa para explicar o comportamento da variável renda em nível em nenhum dos métodos de estimação. Ou seja, as regressões de cointegração também não corroboram a hipótese de um efeito nível da variável distributiva sobre a renda. No entanto, este resultado já era esperado uma vez que as séries renda e investimento em nível são integradas e a série distributiva é estacionária. Adicionalmente, os testes de cointegração são reportados na Tabela 3.20 abaixo.

Tabela 3.22 – Testes de cointegração para a renda em nível,  $Y$ , o investimento em nível,  $I$ , e a participação dos salários na renda,

$\omega$	
Teste	Estatística (p-valor)
Estatística tau de Engle Granger	-1.399035 (0.9171)
Estatística z de Engle Granger	-4.494306 (0.9144)
Estatística tau de Phillips-Ouliaris	-1.624728 (0.8670)
Estatística z de Phillips-Ouliaris	-5.805227 (0.8507)

Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelos testes de cointegração reportados na Tabela 3.20 acima não se pode rejeitar a hipótese nula de que as séries não se cointegram. Esse resultado, como mencionado acima, já era esperado uma vez que as séries possuem ordens de integração diferentes.

Por fim, para melhorar a análise tanto da estimação do efeito nível quanto do efeito taxa, optou-se ainda por estimar o modelo com as mesmas séries, porém, colocando a possibilidade de quebra estrutural nas mesmas.

### 3.5 – Estimação de quebras estruturais nas séries

Em primeiro lugar, como é usual na literatura de séries temporais, foram realizados os testes de Zivot-Andrews (ZA) e o de Lee-Strazicich (LS) para raiz unitária com quebra estrutural em todas as séries. O resultado dos testes é reportado na Tabela 3.23 abaixo.

Tabela 3.23 – Resultado dos testes de raiz unitária com quebra estrutural para todas as séries

	$Y$	$I$	$\omega$	$g$	$g_I$
Estatística de teste ZA	-2.312599	-2.462058	-3.341719	-6.463753***	-6.794245***
Data da quebra Estrutural para ZA	1997	2000	1986	1980	1983
Estatística de teste LS	-6.039504**	-3.710509	-4.637523	-7.030828***	-10.04742***
Datas das quebras estruturais para LS	1983 e 2002	1979 e 1998	1986 e 1997	1979 e 1991	1993 e 1999

Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Pelos testes acima não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1% de confiança para nenhuma das séries em nível, nem mesmo para a série de distribuição funcional da renda. No entanto, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1% de confiança para todas as séries quando tomadas em termos da taxa de crescimento.

Bueno (2011) ressalta que na presença de quebra estrutural, os testes usuais de raiz unitária são viesados para a não rejeição da hipótese de raiz unitária. Portanto, é possível que a variável participação dos salários na renda tenha sido considerada estacionária pelos testes anteriores de forma incorreta. Ou seja, ao se colocar a possibilidade de quebra estrutural, a variável distributiva parece ser integrada com, possivelmente, duas quebras estruturais. Uma em meados da década de 1980 e outra em meados da década de 1990, o que pode ser confirmado pela análise do Gráfico 3.1 apresentado no início deste capítulo.

Uma vez que a série participação dos salários na renda pode ser considerada integrada com quebra estrutural, novos testes de cointegração com quebra estrutural foram realizados com o objetivo de estimar melhor o efeito nível e o efeito taxa. Assim, os testes de cointegração de Gregory Hansen (GH) e de Lütkepohl, Saikkonen e Trenkler (LST) com quebra estrutural para as séries em nível são reportados na Tabela 3.24 abaixo. Esses testes de cointegração

podem ser feitos apenas com as variáveis em nível e, portanto, testando apenas o efeito nível, porque as taxas de crescimento da renda e do investimento, mesmo com quebra estrutural, são estacionárias.

Tabela 3.24 – Testes de cointegração com quebra estrutural

		Testes para as series em nível	
Teste de GH		-4.760928	
Data de quebra estrutural		1977	
Teste de LST		$r \leq 1$	9.75
		$r = 0$	30.75***
Data de quebra estrutural		1995	

Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%; Para o teste GH foi estimado o modelo sem tendência já que esta, quando incluída foi não significativa.

Pelo teste de GH não se pode rejeitar a hipótese nula de que as series em nível são não cointegradas, pois o valor da estatística é maior do que o valor de -5.72 para 10% de significância segundo Gregory e Hansen (1996). Pelo teste de LST rejeita-se a hipótese nula de  $r = 0$  para as séries em nível. No entanto, não se rejeita a hipótese nula de  $r \leq 1$ , ou seja, de que exista pelo menos um vetor cointegrante. Portanto, o teste LST aponta para a existência de um vetor de cointegração.

Vale ressaltar, no entanto, que é possível que o teste de cointegração de Gregory Hansen não tenha rejeitado a hipótese nula de não cointegração das séries, por um problema de endogeneidade das mesmas. Gregory e Hansen (1996) partem da hipótese de exogeneidade das variáveis explicativas, o que não pode ser assumido para o investimento em relação à renda. Já o teste de Lütkepohl, Saikkonen e Trenkler não precisa da hipótese de exogeneidade das variáveis, pois estima a relação de cointegração tomando por base um sistema de vetores autoregressivos. Ou seja, de uma forma geral, parece razoável assumir que as séries em nível são cointegradas, possivelmente com uma quebra estrutural em meados da década de 1990.

Por isso, adicionalmente, estão reportados na Tabela 3.25 abaixo os testes de cointegração para as séries duas a duas. Com isso pretende-se avaliar melhor a relação de cointegração com quebra estrutural existente entre as variáveis do modelo.

Tabela 3.25 – Estimação dos coeficientes no teste de GH

Variável dependente: <i>Y</i>	Coefficiente Estimado (Estatística t)	Variável dependente: <i>Y</i>	Coefficiente Estimado (Estatística t)	Variável dependente: <i>I</i>	Coefficiente Estimado (Estatística t)
<i>Intercepto</i>	2.5131223*** (2.978239)	<i>Intercepto</i>	0.25083022*** (4.678484)	<i>Intercepto</i>	1.083691357*** (7.329407)
$\omega$	-6.6089852*** (-3.211359)	<i>I</i>	5.89441318*** (11.367376)	$\omega$	-2.534896836*** (-7.029618)
<i>tendência</i>	0.1482650*** (36.881015)	<i>tendência</i>	0.04326948*** (5.960903)	<i>tendência</i>	0.008283393*** (11.759527)
<i>D_tendência</i>	0.0864053*** (5.713360)	<i>D_tendência</i>	0.0888218*** (11.400100)	<i>D_tendência</i>	0.010647639*** (4.018110)
<i>D_1994</i>	-11.3258690*** (-4.153600)	<i>D_1977</i>	1.25845239*** (7.277370)	<i>D_1994</i>	-3.130390655*** (-6.551926)
<i>D_1994 * <math>\omega</math></i>	25.9289102*** (3.948871)	<i>D_1977 * I</i>	-1.68312738*** (-2.938243)	<i>D_1994 * <math>\omega</math></i>	7.155840504*** (6.219660)
Estatística do teste GH	-3.132297		-4.245476		-4.696805

Fonte: Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%; D\_X denota a variável dummy do tempo da quebra estrutural no tempo X.

Primeiramente, destaca-se que todas as estatísticas dos testes de Gregory Hansen não podem rejeitar a hipótese nula, nem mesmo a 10% de confiança, de não cointegração das variáveis duas a duas. No entanto, vale lembrar que este teste pressupõe a exogeneidade da variável explicativa, o que dificilmente pode ser completamente assumida em qualquer um dos três casos.

Em segundo lugar, destaca-se que a participação dos salários na renda na equação que explica a renda é estimada negativa e significativa antes de 1994 e positiva e significativa após 1994. Ressalta-se ainda que o coeficiente da variável distributiva foi estimado com uma magnitude significativamente maior após 1994.

O resultado estimado para a relação em nível entre renda e distribuição não é muito favorável ao efeito nível proposto *a priori* pelos modelos de Cambridge e do supermultiplicador - no modelo apresentado no Capítulo 1 para economia fechada -, mas sim ao neo-Kaleckiano que prevê a possibilidade de uma mudança de regime. No entanto, a comparação dos Gráficos 3.1 e 3.5 permite ver que, de fato, enquanto o nível da renda apresenta uma tendência clara de crescimento em todo o período, de 1953 a 1994, a participação dos salários da renda apresenta diversas tendências de queda no mesmo período, principalmente na primeira metade dos anos 1990s. Além disso, é importante observar que a participação dos salários na renda tem o seu maior crescimento na década de 1980, que é justamente o período conhecido como década perdida, em que a economia brasileira apresenta suas piores taxas de crescimento.

No entanto, a análise desses resultados deve ter em conta que os dados utilizados para a participação dos salários na renda foram estimados por Marquetti e Porsse (2014) e só podem ser obtidos diretamente dos dados do Sistema de Contas Nacionais a partir de 1995. Optou-se por utilizar os dados de Marquetti e Porsse (2014), pois, caso contrário, a base de dados ficaria reduzida a uma amostra de apenas dezesseis anos. No entanto, é preciso reconhecer a limitação dos dados utilizados na estimação.<sup>18</sup>

É interessante observar ainda que a quebra da estimação ocorre no mesmo ano de implementação do Plano Real. Nesse período, em nome do controle da inflação, o ritmo de crescimento do salário real foi bastante reduzido, permanecendo bem abaixo do crescimento da produtividade, como mostram os Gráficos 2.3 e 2.2. Além disso, como mostra o Gráfico 3.1, as taxas de crescimento econômico anuais voltaram a cair até o início dos anos 2000s. A partir deste período os salários reais recuperam o ritmo de crescimento, inclusive superando o crescimento da produtividade do trabalho e a economia brasileira volta a crescer.

Em terceiro lugar, nota-se que o investimento em nível é positivo e significativo para explicar a renda até 1977 e após 1977 ele continua significativo, porém passa a ser negativo. Este resultado apesar de estranho, em termos teóricos, já era esperado pela comparação entre os Gráficos 3.5 e 3.6 das séries em nível. É possível perceber que entre 1953 e 1977 ambas as séries apresentam uma tendência, quase exponencial de crescimento. No entanto, a partir de 1977 a série renda continua com uma tendência ao crescimento, ainda que baixa, ao contrário da variável investimento em máquinas e equipamentos, que chega a cair nesse período.

Por fim, a variável distributiva apresenta o mesmo comportamento na equação que explica o investimento da equação que explica a renda. Os resultados aqui obtidos parecem corroborar em alguma medida com os modelos que permitem uma variação no regime de demanda estimado para uma economia. No entanto, vale ressaltar que o parâmetro estimado para o investimento, em módulo, é sempre menor do que para a renda, o que aponta para a importância dos demais componentes de demanda, consumo, exportações e gastos de governo, para esse efeito nível da variável distributiva sobre a renda.

---

<sup>18</sup> Por exemplo, nos anos 1980s a participação dos salários na renda apresenta uma trajetória de forte crescimento. Segundo Marquetti, Maldonado Filho e Lautert (2010), esse aumento pode ser justificado pela estagnação da produtividade do trabalho. No entanto, nesse período, o salário real cresce muito pouco, o que dificulta a possibilidade da participação dos salários na renda ter crescido na magnitude estimada em Marquetti e Porsse (2014)

Por último, foram estimadas as equações de regressão com quebra estrutural para as variáveis em taxa de crescimento (efeito nível) e para a relação entre a taxa de crescimento do investimento e a variável distributiva em nível (efeito taxa) através dos métodos de mínimos quadrados com quebra (BREAKLS) e *Markov Switching*. Os resultados das estimações estão reportados na Tabela 3.26 abaixo.

Tabela 3.26 – Estimações com quebras estruturais

Metodo Minimos Quadrados com Quebra (BREAKLS)				Metodo de <i>Markov Switching</i>			
Efeito taxa		Efeito nível		Efeito taxa		Efeito nível	
Variável dependente: $g_I$		Variável dependente: $g$		Variável dependente: $g_I$		Variável dependente: $g$	
Variável independente	Coefficiente Estimado (estatística t)	Variável independente	Coefficiente Estimado (estatística t)	Variável independente	Coefficiente Estimado (estatística z)	Variável independente	Coefficiente Estimado (estatística z)
$\omega$	0.130774** (2.629811)	$g_\omega$	-0.088337 (-0.411899)	Regime 1		Regime 1	
				$\omega$	0.537852** (2.268991)	$g_\omega$	-1.363507 (-1.406970)
		$g_I$	0.211217*** (5.439202)	Regime 2		Regime 2	
				$\omega$	0.005516 (0.041354)	$g_\omega$	0.100561 (0.336663)
						$g_I$	0.194611*** (4.151917)
R <sup>2</sup> ajustado	-0.002576	R <sup>2</sup> ajustado	-0.625606	Probabilidades de transição			
				Do Regime 1 para o Regime 2	0.764461	Do Regime 1 para o Regime 2	0.190666
				Do Regime 2 para o Regime 1	0.235539	Do Regime 2 para o Regime 1	0.809334

Fonte: Elaboração própria

Notas: \* O nível de significância da estatística é de 10%; \*\*O nível de significância da estatística é de 5%; \*\*\* O nível de significância da estatística é de 1%;

Em primeiro lugar deve-se ter em conta que tanto para o efeito nível quanto para o efeito taxa não foram estimadas quebras estruturais significativas para o BREAKLS. Além disso, pela primeira vez, neste trabalho, um efeito taxa da variável distributiva sobre a renda é estimado positivo e significativo, como prevê os modelos neo-Kaleckianos. Porém, o modelo com quebra estrutural não é significativo, uma vez que não foi possível estimar um ponto de quebra significativo.

Quanto às estimações de Markov Switching no regime 1 foi estimado um parâmetro positivo e significativo para a variável distributiva, porém este regime tem baixa probabilidade de ocorrer e quando ocorre a probabilidade de passar ao regime 2 é alta. Já para o efeito taxa, o crescimento do investimento foi estimado positivo e significativo para os dois regimes, mas a taxa de crescimento da participação dos salários na renda, ou seja, o efeito nível continua não sendo significativo.

### 3.6 – Os resultados obtidos no trabalho empírico

Portanto, para o VAR estimado apenas com a variável distributiva em nível e a taxa de crescimento econômico, obteve-se que tanto pela função de impulso resposta quanto pela decomposição de variância e o teste de causalidade de Granger, a variável distributiva em nível não explica bem a variável taxa de crescimento da economia. Mesmo ao incluir o mecanismo de transmissão, a taxa de crescimento do investimento, no VAR a variável distributiva não aparece como significativa para explicar o crescimento econômico. Na verdade, em ambos os casos ela aparece como uma variável que pode ser bem explicada pela taxa de crescimento da economia e é ainda negativamente relacionada à mesma, o que se aproxima do resultado previsto pelo modelo de Cambridge.

Além disso, para o segundo VAR estimado destaca-se que a variável taxa de crescimento da renda é apontada como uma variável que causa, no sentido de Granger, a taxa de crescimento do investimento. Este resultado corrobora a hipótese de investimento endógeno. Além disso, na decomposição da variância e na função de impulso resposta, a taxa de crescimento do investimento também aparece como relevante para explicar o crescimento econômico, o que era esperado já que o primeiro é um componente do segundo.

Passou-se, então, a estimação do efeito nível da variável distributiva sobre a renda. Para o VAR com todas as variáveis em taxa de crescimento, a relação obtida para a taxa de crescimento da economia e a taxa de crescimento da participação dos salários na renda foi contrária ao esperado por todos os modelos teóricos. Ou seja, uma relação negativa e da primeira para a segunda. Quanto à relação entre o crescimento da renda e do investimento, não se obteve nada de muito diferente do VAR anterior. Os principais resultados foram resumidos na Tabela 3.27 abaixo, que apresenta ainda os resultados encontrados para as regressões de cointegração.



Tabela 3.27 – Resumos dos resultados estimados no trabalho empírico

Estimação por Vetores Autoregressivos					
Testes do VAR	VAR para o efeito taxa	VAR para o efeito taxa com investimento		VAR para o efeito nível	
Causalidade de Granger	$g \rightarrow \omega$	$g \rightarrow \omega$ $g_I \rightarrow \omega$	$g \xrightarrow{(*)} g_I$	$g \rightarrow g_\omega$	$g \xrightarrow{(*)} g_I$
Decomposição da variância	$g \rightarrow \omega$	$g \rightarrow \omega$	$g_I \rightarrow g$	$g \rightarrow g_\omega$	$g_I \rightarrow g$
Função impulso resposta	$g \rightarrow \omega$ (*) (-)	$g \rightarrow \omega$ (*) (-)	$g \rightarrow g_I ; g_I \rightarrow g$ (*) (+)	$g \rightarrow g_\omega$ (*) (-)	$g \rightarrow g_I ; g_I \rightarrow g$ (*) (+)
Regressões de Cointegração – Apenas para efeito nível					
	Regressão sem quebra (FM-OLS, DOLS, CCR)	Regressões com quebra			
		Para $Y$ e $\omega$		Para $I$ e $\omega$	
Efeito estimado	$I \rightarrow Y$ (*) (+)	$\omega \rightarrow Y$ de 1953 a 1993 (*) (-) $\omega \rightarrow Y$ de 1994 a 2011 (*) (+)	$\omega \rightarrow I$ de 1953 a 1993 (*) (-) $\omega \rightarrow I$ de 1994 a 2011 (*) (+)		
Teste de cointegração	Séries não cointegram	Séries não cointegram pelo teste GH e cointegram pelo teste LST			

Elaboração própria

Nota: Uma vez que os modelos de Markov Switching e os modelos de BREAKLS não foram significativos, optamos por não reportá-los nesse resumo.

Nas equações de cointegração os resultados obtidos apontam para a não cointegração entre as três séries, o que era esperado, uma vez que a participação dos salários na renda é estacionária, seguindo os testes ADF, PP, KPSS, ERS, DF-GLS e Ng-Perron. No entanto, ao se considerar a possibilidade de quebra estrutural não mais se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária na participação dos salários na renda e o teste de LST identifica que as séries em nível são cointegradas. Ressaltou-se ainda que o teste de GH rejeitou a hipótese nula de cointegração das séries, possivelmente, porque assume a exogeneidade das variáveis explicativa em cada equação, o que não pode ser assumido no caso deste trabalho.

Por fim, quando estimadas as relações de cointegração duas a duas alguns resultados significativos aparecem. Primeiro foi estimado um coeficiente bastante significativo para a variável participação dos salários na renda na equação que explica o comportamento da renda em nível, com uma quebra de sinal em 1994. Este resultado parece mais favorável aos modelos que permitem essa mudança de regime de demanda.

Portanto, por um lado, as estimações por Vetores Autoregressivos não obtiveram resultados significativos para um efeito da variável distributiva sobre a renda, em nível ou em taxa. Já as estimações com cointegração apontaram para a existência de um efeito nível da variável

distributiva sobre a renda que pode ser positivo ou negativo, como previsto, principalmente, no modelo neo-Kaleckiano, mas que também pode ser um resultado do modelo do supermultiplicador via o componente autônomo de demanda. Por fim, a relação estimada entre a renda e o investimento em qualquer um dos modelos parece ser mais favorável à hipótese de endogeneidade da taxa de crescimento do investimento à taxa de crescimento da renda, o que é corroborado a hipótese de endogeneidade do investimento adotada por alguns dos modelos neo-Kaleckianos e pelo modelo do supermultiplicador.

## Conclusão

A conclusão do Capítulo 1, resumida na Tabela 1.2, é que, no contexto de uma economia fechada e sem governo, os modelos neo-Kaleckianos com investimento endógeno são os únicos entre os modelos estudados que preveem um efeito taxa da distribuição sobre a renda, ou seja, concluem que, teoricamente, uma mudança da distribuição funcional da renda afeta a taxa de crescimento de uma economia. Para os demais modelos a participação dos salários na renda tem apenas um efeito sobre o nível da renda, o que decorre da hipótese básica de que a propensão marginal a consumir a partir dos salários é maior que a propensão marginal a consumir a partir dos lucros, adotada em todos os três modelos estudados. Por fim, nos modelos neo-Kaleckianos a variável distributiva tem um efeito sobre o grau de utilização de equilíbrio, o que determina o regime de demanda de uma economia. Ou seja, um efeito nível que pode mudar de sinal conforme os parâmetros estimados para a função investimento.

Para o Capítulo 2, a revisão da literatura empírica internacional concluiu que nenhum dos testes empíricos realizados estimou uma relação significativa entre a variável distributiva e a taxa de crescimento das economias testadas. Além disso, o mecanismo de transmissão, taxa de crescimento do investimento, também não foi estimado como na especificação proposta por Marglin e Bhaduri (1990). O que grande parte da literatura neo-Kaleckiana estima é o regime de demanda das economias estudadas. No entanto, ainda assim, não se pode afirmar nada sobre a significância dos regimes estimados, porque a relação não é diretamente estimada, mas sim calculada a partir dos coeficientes estimados para os componentes de demanda. Para a economia brasileira também não foram estimadas relações entre a participação dos salários na renda e a taxa de crescimento econômico ou a taxa de crescimento do investimento. Ou seja, apenas o efeito nível, via regime de demanda, foi estimado.

Por fim, o trabalho empírico próprio também não obteve uma relação significativa entre distribuição e crescimento. Tanto para o VAR estimado para o efeito taxa, primeiro sem e depois com a taxa de crescimento do investimento, quanto para os modelos que incluem a possibilidade de quebras estruturais, não foi possível obter uma relação significativa entre a distribuição funcional da renda e a taxa de crescimento da economia brasileira.

Além disso, para os dois modelos VAR estimado para o efeito taxa, encontrou-se uma relação negativa causal da taxa de crescimento da economia para a participação dos salários na renda.

Esse resultado é compatível com a hipótese do modelo de Cambridge, porém apenas para o fechamento teórico da relação crescimento e distribuição. Foi ainda estimada uma relação causal positiva e significativa na taxa de crescimento da renda para a taxa de crescimento do investimento, o que corrobora a hipótese de investimento induzido pelo nível da atividade econômica.

Também para o efeito nível, a estimação de um sistema VAR para todas as variáveis em taxa de crescimento não encontrou uma relação significativa entre a taxa de crescimento da distribuição funcional da renda e a taxa de crescimento da renda. No entanto, um efeito nível da variável distributiva para a renda seria esperado em todos os modelos apresentados no Capítulo 1. Esse efeito foi estimado significativo apenas com a inclusão de uma quebra estrutural em 1994 em uma equação de cointegração, com as três variáveis em nível. Esse efeito nível foi estimado negativo até 1993 e positivo a partir de 1994, o que corrobora a hipótese do modelo neo-Kaleckiano que permite mudanças no regime de demanda. Porém, é preciso destacar que a hipótese de regime de crescimento, ou seja, de alguma relação da variável distributiva para a taxa de crescimento de renda, não pode ser confirmada por este trabalho empírico, apenas do efeito nível.

Por fim, ressalta-se, ao final do Capítulo 1, que o modelo do supermultiplicador, apesar de *a priori* esperar apenas uma relação positiva do efeito nível, pode incorporar resultados negativos via os gastos autônomos. Portanto, pode-se dizer que o resultado para a relação entre distribuição e crescimento estimado através da equação de cointegração, com uma quebra estrutural em 1994, é compatível também com as hipóteses do modelo do supermultiplicador.

## Referências

- ALLAIN, O. e CANRY, N. (2008) Croissance et répartition en France (1982-2006): une approche par les VAR cointégrés. 57<sup>o</sup> Congresso Anual da AFSE, Paris.
- ARAUJO, E. e GALA, P. (2012) Regimes de crescimento econômico no Brasil: evidências empíricas e implicações políticas. *Estudos Avançados*, 26 (75).
- ASIMAKOPULOS, A. (1975) A Kaleckian theory of income distribution. *Canadian Journal of Economics*, 8, pp. 313-333 reprinted in M.C. Sawyer (ed.), *Post-Keynesian Economics*, Aldershot: Edward Elgar.
- BHADURI, A. e MARGLIN, S. (1990) Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies. *Cambridge Journal of Economics*, v. 14.
- BLECKER, R. (2002) Distribution, Demand and Growth in neo-Kaleckian Macro Models. In: SETTERFIELD, M. (ed.) *The Economics of Demand-Led Growth: Challenging the Supply-side Vision of the Long Run*, (Aldershot, Edward Elgar).
- BOWLES, S. e BOYER, R. (1990) A Wage-led Employment Regime: Income Distribution, Labour Discipline, and Aggregate Demand in Welfare Capitalism. In: MARGLIN, S. e SCHOR, J. (eds) *The Golden Age of Capitalism: Reinterpreting the Postwar Experience*. Oxford: Clarendon Press.
- BOWLES, S. e BOYER, R. (1995) Wages, aggregate demand, and employment in an open economy: an empirical investigation. In: EPSTEIN, G.; GINTIS, H. (Ed.) *Macroeconomic policy after the conservative era*. Cambridge: Cambridge University Press, 1995. p. 143-71.
- BRAGA, J. (2012) Tendência Estocástica, Quebra Estrutural e Sazonalidade: Análise agregada e setorial do PIB real trimestral. Primeiro Produto do Contrato de Prestação de Serviço de Consultoria para o Ipea (022/2012).Mimeo. Univerdade Federal Fluminense (UFF).
- BRUNO, M. (2003) Regimes de crescimento, mudança estrutural e distribuição na economia brasileira (1970-2001). *Anais do VIII Encontro Nacional de Economia Política*.
- BRUNO, M. (2014) Crescimento, Distribuição e a Acumulação de Capital Numa Economia Financeirizada: uma análise dos limites estruturais ao desenvolvimento econômico. 30<sup>o</sup> Encontro Anual da ANPOCS.
- BUENO, R. L. S. (2011). *Econometria de Séries Temporais*. 2<sup>a</sup> ed. São Paulo: Cengage Learning.

DOMAR, E. D. (1946), 'Capital expansion, rate of growth and employment', *Econometrica*, 14, 137-147, reprinted in E.D. Domar, *Essays in the Theory of Employment Growth*, New York: Oxford University Press, 1957.

DUTT, A. (1984) Stagnation, income distribution and monopoly power. *Cambridge Journal of Economics*. v. 8, n.1, pp. 25-40.

DUTT, A. (2010) Keynesian Growth Theory in the 21<sup>st</sup> Century. In: Arestis, P. e Sawyer, M. (eds.) *International Papers in Political Economy: 21<sup>st</sup> Century Keynesian Economics*. Palgrave Macmillian.

EDERER, S. (2008) Competition-oriented wage policies and its effect on effective demand in the Netherlands. WIFO Working Papers, n. 321.

EDERER, S. e STOCKHAMMER, E. (2007) Wages and aggregate demand: an empirical investigation for France. In: HEIN, E. e TRUGER, A. (eds.) *Money, Distribution and Economic Policy: Alternatives to Orthodox Macroeconomics*. Edward Elgar.

FELIPE, J. e KUMAR, U. (2011) Unit Labor Costs in the Eurozone: The Competitiveness Debate Again, Levy Economics Institute, Working Paper, n. 651.

FREITAS, F. (2002) Uma Análise da Evolução das Idéias de Kaldor sobre o Processo de Crescimento Econômico. Tese de doutorado, IE-UFRJ.

FREITAS, F. (2009) O papel da teoria da distribuição nos modelos de crescimento com pleno emprego de Kaldor: uma avaliação crítica. XXXVII Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu.

FREITAS, F. e DWECK, E. (2013) The Pattern of Economic Growth of the Brazilian Economy 1970-2005: A Demand-Led Growth Perspective. In: LEVRERO, E. et al. (eds.) *Sraffa and The Reconstruction of Economic Theory: Volume Two: Aggregate Demand, Policy Analysis and Growth*. Palgrave Macmillian.

FREITAS, F. e SERRANO, F. (2013); Growth, Distribution and Effective Demand: the supermultiplier growth model alternative. Seminários IE-UFRJ.

GLYN et al. (1990) The Rise and Fall of the Golden Age. In: MARGLIN, S. e SCHOR, J. (eds.) *The Golden Age of Capitalism: Reinterpreting the Postwar Experience*. Oxford: Clarendon Press.

GORDON, D. (1995) Growth, distribution, and the rules of the game: social structuralist macro foundations for a democratic policy. In: EPSTEIN, G. e GINTIS, H. (eds.)

*Macroeconomic policy after the conservative era: studies in investment, saving and finance.* Cambridge University Press.

GREGORY, A. e HANSEN, B. (1996) Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58,3.

HALEVI, J. e TAOUIL, R. (2002) The exogeneity of investment: from systematic laws of accumulation and growth to effective demand conditions. In: SETTERFIELD, M. (ed.) *The Economics of Demand-Led Growth: Challenging the Supply-side Vision of the Long Run*, (Aldershot, Edward Elgar).

HARROD, R. F. (1939) An essay in dynamic theory, *The Economic Journal*, 49, 14-33 *apud* HEIN, E. (2014) *Distribution and Growth after Keynes: A Post Keynesian Guide*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited.

HARROD, R. F. (1948) *Towards a Dynamic Economics: Some Recent Developments of Economic Theory and their Application to Policy*. London: Macmillian.

HARTWIG, J. (2013) Distribution and growth in demand and productivity in Switzerland (1950-2010), KOF Working Papers, KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich, No. 323, Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.3929/ethz-a-007590647>> Acesso em: 03 de Abril de 2015.

HEIN, E. (2014) *Distribution and Growth after Keynes: A Post Keynesian Guide*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited.

HEIN, E. e KRAMER, H. (1997) Income Shares and Capital Formation: Patterns of Recent Development. *Journal of Income Distribution*, 7 (1), pp. 5-28.

HEIN, E. e VOGEL, L. (2008) Distribution and growth reconsidered: empirical results for six OECD countries. *Cambridge Journal of Economics*, v. 32, pp. 479-511.

HEIN, E. e VOGEL, L. (2009) Distribution and growth in France and Germany – single equation estimations and model simulations based on the Bhaduri/Marglin - model, IMK Working Paper, n. 4.

IBGE-SCN, Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home>, Acesso em: 07 de Abril de 2015.

IPEADATA, Macroeconômico, Contas Nacionais, Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>, Acesso em: 07 de Abril de 2015.

KALDOR, N. (1955-56) *Alternative Theories of Distribution*. *The Review of Economic Studies*, v. 23, n. 2, pp. 83-100.

KALDOR, N. (1957) A Model of Economic Growth, *The Economic Journal*, v. 67, n. 268, p. 591-624.

KALDOR, N. (1961) Capital Accumulation and Economic Growth. In: LUTZ, F. A. and HAGUE, D. C. (eds.) *The Theory of Capital*, London: Macmillan.

KALECKI, M. (1971) *Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy, 1933-1970*. Britain: Cambridge University Press.

KEYNES, J. M. (1936) *Teoria Geral do Emprego, dos Juros e da Moeda*. Abril Cultura.

LAVOIE, M. (1992) *Foundations of Post-Keynesian Economic Analysis*, Aldershot, Edward Elgar.

LAVOIE, M. (1995) The Kaleckian model of growth and distribution and its neo-Ricardian and neo-Marxian critiques. *Cambridge Journal of Economics*, v. 19, pp. 789-818.

LAVOIE, M. e STOCKHAMMER, E. (2013) Wage-Led Growth: Concepts, Theories and Policies. In: LAVOIE, M. e STOCKHAMMER, E. *Wage-Led Growth: An Equitable Strategy for Economic Recovery*. International Labour Office (ILO) Publications/ Palgrave Macmillan.

MARGLIN, S. (1984); *Growth, Distribution and Prices*, Harvard University Press: Cambridge, USA.

MARGLIN, S. e BHADURI, A. (1990) Profit Squeeze and Keynesian Theory. In: MARGLIN, S. e SCHOR, J. (eds.) *The Golden Age of Capitalism: Reinterpreting the Postwar Experience*. Oxford: Clarendon Press.

MARQUETTI, A., MALDONADO FILHO, E., LAUTERT, V. (2010) The Profit Rate in Brazil 1953-2003. *Review of Radical Political Economy*, 42 (4), p. 485-504.

MARQUETTI, A. e PORSSE, M. (2014) Padrões de Progresso Técnico na Economia Brasileira: 1952-2008. *Revista da Cepal*.

NAASTEPAD, C. W. M. (2006) Technology, demand and distribution: a cumulative growth model with an application to the Dutch productivity growth slowdown. *Cambridge Journal of Economics*, v. 30, pp. 403-434.

NAASTEPAD, C. W. M. e STORM, S. (2007) OECD demand regimes (1960-2000). *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 29, n.2.

NEVES, A.L., e OREIRO, J.L. (2009) Crescimento, Distribuição de Renda e Metas de Inflação num Modelo Microdinâmico Pós-Keynesiano. *Revista Economia*, v. 10, n. 3.



NG, S. e PERRON, P. (2001). “Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power.” *Econometrica*, 70.

ONARAN, O. e GALANIS, G. (2012) Is aggregate demand wage-led or profit-led? National and global effects. International Labour Office (ILO) Publications: *Conditions of Work and Employment Series*, n. 40.

ONARAN, O. e GALANIS, G. (2013) Is aggregate demand wage-led or profit-led? A global model. In: LAVOIE, M. e STOCKHAMMER, E. *Wage-Led Growth: An Equitable Strategy for Economic Recovery*. International Labour Office (ILO) Publications/ Palgrave Macmillian.

ONARAN, O. e STOCKHAMMER, E. (2004) Do Profits Affect Investment and Employment? An Empirical Test Based On The Bhaduri-Marglin Model. *Working Paper Series: Growth and Employment in Europe: Sustainability and Competitiveness*, n. 44.

OREIRO, J.L., ABRAMO, L. D., LIMA, P.G.C. (2013). Taxa de Câmbio, Taxa de Juros e Regimes de Acumulação em um Modelo Macro-Dinâmico Pós-Keynesiano: Teoria e Evidência para o Caso Brasileiro. Artigo preparado para o VI Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira.

OREIRO, J.L., ARAUJO, E. (2013) Exchange Rate Misalignment, Capital Accumulation and Income Distribution: Theory and Evidence from the Case of Brazil. *PANOECONOMICUS*, 3, Special Issue, pp. 381-396.

PALLEY, T. (2002) Keynesian macroeconomics and the theory of economic growth: putting aggregate demand back in the picture. In: SETTERFIELD, M. (ed) *The Economics of Demand-led Growth: Challenging the Supply-side Vision of the Long Run*, Cheltenham: Edward Elgar.

PANITCH, L. e GINDIN, S. (2012); *The Making of Global Capitalism: The Political Economy of American Empire*. Verso;

PASINETTI, L. (1962) Rate of Profit and Income Distribution in Relation to the Rate of Economic Growth. *The Review of Economic Studies*, v. 29, n. 4, pp. 267-279.

ROBINSON, J. (1956) *The Accumulation of Capital*. London: Macmillian.

ROBINSON, J. (1962) *Essays in the theory of economic growth*. London: Macmillian.

ROBINSON, J. (1962) *Essays in the theory of economic growth*. London: Macmillian, *apud* HEIN, E. (2014) *Distribution and Growth after Keynes: A Post Keynesian Guide*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited.

ROWTHORN, R. (1981); Demand, real wages and economic growth, Thames Papers in Political Economy, Autumn, 1-39, reprinted in M.C. Sawyer (ed.), *Post-Keynesian Economics*, Aldershot: Edward Elgar.

SAWYER, M. (1999) Questions for Kaleckians: a response. *Review of Political Economy*, 4, pp. 152-162

SERRANO, F. (1995); The Sraffian Supermultiplier, *Unpublished PhD Thesis*, Cambridge University, UK.

SERRANO, F. e SUMMA, R. (2012) Macroeconomic Policy, Growth and Income Distribution in the Brazilian Economy in the 2000s, *investigación económica*, v. LXXI, 282, pp. 55-92.

SETTERFIELD, M. (2002); Introduction: a dissenter's view of the development of growth theory and the importance of demand-led growth. In: SETTERFIELD, M. (ed) *The Economics of Demand-led Growth: Challenging the Supply-side Vision of the Long Run*, Cheltenham: Edward Elgar.

SETTERFIELD, M. (2010); An introduction to alternative theories of economic growth. In: SETTERFIELD, M. (ed) *Handbook of Alternative Theories of Economic Growth*, Edward Elgar: Cheltenham.

STEINDL, J. (1952) "Maturity and Stagnation in American Capitalism", (Oxford: Basil Blackwell) *apud* FREITAS, F. e SERRANO, F. (2013); Growth, Distribution and Effective Demand: the supermultiplier growth model alternative. *Seminários IE-UFRJ*.

STOCKHAMMER, E. (2012) Rising Inequality as a Root Cause of the Present Crisis. Political Economy Research Institute, *Working Paper Series*, n. 282.

STOCKHAMMER, E. e EDERER, S. (2008). Demand effects of the falling wage share in Austria. Department of Economics *Working Paper Series*, 106, WU Vienna University of Economics and Business, Vienna.

STOCKHAMMER, E.; HEIN, E. e GRAFL, L. (2011) Globalization and the effects of changes in income distribution on aggregate demand in Germany. *International Review of Applied Economics*, v. 25, n. 1.

STOCKHAMMER, E. e ONARAN, O. (2004) Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a Kaleckian macro model. *Structural Change and Economic Dynamics*, 15, pp. 421-447.

STOCKHAMMER, E. e ONARAN, O. (2012) Wage-Led Growth: Thoery, Evidence, Policy. Political Economy Research Institute – University of Massachusetts, Amherst, n. 300

STOCKHAMMER, E.; ONARAN, O. e EDERER, S. (2009) Functional income distribution and aggregate demand in the Euro area. *Cambridge Journal of Economics*, v. 33, pp. 139-159.

STOCKHAMMER, E. e STEHRER, R. (2011) Goodwin or Kalecki in Demand? Functional Income Distribution and Aggregate Demand in the Short Run. *Review of Radical Political Economics*.

STORM, S. e NAASTEPAD, C. W. M. (2012) Wage-led or Profit-led Supply: Wages, Productivity and Investment. International Labour Office (ILO) Publications: *Conditions of Work and Employment Series*, n. 36.

UEMURA, H. (2000) Growth, distribution and structural change in the post-war Japanese. In: BOYER, R. e YAMADA, T. (eds) *Japanese Capitalism in Crisis: A Regulationist Interpretation*. Advances in International Political Economy. Routledge.

WEINTRAUB, S. (1979), Generalizing Kalecki and simplifying macroeconomics. *Journal of Post-Keynesian Economics*, 4, 11-24.