

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

FABRICIO NEVES CONDÉ

**UMA ANÁLISE EMPÍRICA-ESTRUTURAL DOS
REGIMES DE CRESCIMENTO *WAGE-LED* OU
PROFIT-LED PARA O BRASIL ENTRE 1947 e 2021, PELA
PERSPECTIVA PÓS-KALECKIANA**

UBERLÂNDIA

2026

FABRICIO NEVES CONDÉ

**UMA ANÁLISE EMPÍRICA-ESTRUTURAL DOS
REGIMES DE CRESCIMENTO *WAGE-LED* OU
PROFIT-LED PARA O BRASIL ENTRE 1947 e 2021, PELA
PERSPECTIVA PÓS-KALECKIANA**

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Julio Fernando Costa Santos

UBERLÂNDIA

2026

FABRICIO NEVES CONDÉ

**UMA ANÁLISE EMPÍRICA-ESTRUTURAL DOS
REGIMES DE CRESCIMENTO *WAGE-LED* OU
PROFIT-LED PARA O BRASIL ENTRE 1947 e 2021, PELA
PERSPECTIVA PÓS-KALECKIANA**

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Uberlândia, 23 de fevereiro de 2026.

**Prof. Dr. Julio Fernando Costa Santos -
IERI/UFU**

**Prof. Dr. Guilherme Jonas Costa da Silva -
IERI/UFU**

Prof. Dr. Felipe Orsolin Teixeira - UFPR

**UBERLÂNDIA
2026**

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

C745a Condé, Fabricio Neves, 1975-
2026 Uma análise empírica-estrutural dos regimes de crescimento *wage-led*
ou *profit-led* para o Brasil entre 1947 e 2021, pela perspectiva pós-
kaleckiana [recurso eletrônico] / Fabricio Neves Condé. - 2026.

Orientador: Júlio Fernando Costa Santos.
Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia,
Pós-graduação em Economia.
Modo de acesso: Internet.
DOI <http://doi.org/10.14393/ufu.di.2026.93>
Inclui bibliografia.

1. Economia. I. Santos, Júlio Fernando Costa, 1985-, (Orient.). II.
Universidade Federal de Uberlândia. Pós-graduação em Economia.
III. Título.

CDU: 330

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:
Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091
Nelson Marcos Ferreira - CRB6/3074



UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
 Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia
 Av. João Naves de Ávila, nº 2121, Bloco 1J, Sala 218 - Bairro Santa Mônica, Uberlândia-MG, CEP 38400-902
 Telefone: (34) 3239-4315 - www.ppge.ie.ufu.br - ppge@ufu.br



ATA DE DEFESA - PÓS-GRADUAÇÃO

| | | | | | |
|------------------------------------|---|-----------------|-------|-----------------------|-------|
| Programa de Pós-Graduação em: | Economia | | | | |
| Defesa de: | Dissertação de Mestrado Acadêmico, Nº 337, PPGE | | | | |
| Data: | 23 de fevereiro de 2026 | Hora de início: | 14:00 | Hora de encerramento: | 16:20 |
| Matrícula do Discente: | 12412ECO004 | | | | |
| Nome do Discente: | Fabrício Neves Condé | | | | |
| Título do Trabalho: | Uma Análise Empírica-Estrutural dos Regimes de Crescimento <i>Wage-led</i> e <i>Profit-led</i> para o Brasil entre 1947 e 2021, pela perspectiva Pós-Kaleckiana | | | | |
| Área de concentração: | Desenvolvimento Econômico | | | | |
| Linha de pesquisa: | Macroeconomia, Dinâmica Macroeconômica e Economia Internacional | | | | |
| Projeto de Pesquisa de vinculação: | Modelos Macrodinâmicos Pós-Keynesianos e Política Macroeconômica | | | | |

Reuniu-se a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Economia, assim composta: Prof. Dr. Guilherme Jonas Costa da Silva - UFU; Prof. Dr. Felipe Orsolin Teixeira - UFPR; Prof. Dr. Júlio Fernando Costa Santos - UFU orientador do candidato. Ressalta-se que em conformidade com deliberação do Colegiado do PPGE e manifestação do orientador, a participação do aluno e dos membros da banca ocorreu de forma remota. O Prof. Dr. Felipe Orsolin Teixeira participou desde a cidade de Curitiba (PR) e o aluno e os demais membros da banca participaram desde a cidade de Uberlândia (MG).

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa, Dr. Júlio Fernando Costa Santos apresentou a Banca Examinadora e o candidato, agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos examinadores, que passaram a arguir o candidato. Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o candidato:

Aprovado

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Julio Fernando Costa Santos, Professor(a) do Magistério Superior**, em 23/02/2026, às 16:25, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Guilherme Jonas Costa da Silva, Professor(a) do Magistério Superior**, em 23/02/2026, às 16:26, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Felipe Orsolin Teixeira, Usuário Externo**, em 23/02/2026, às 16:56, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **7008962** e o código CRC **ESF1FFD3**.

AGRADECIMENTOS

Expresso minha profunda gratidão à minha família, em especial aos meus pais, pelo amor incondicional, pelos sacrifícios que fizeram ao longo da minha trajetória e por sempre acreditarem na importância da educação. Agradeço por serem meu porto seguro nos momentos de incerteza e por iluminarem meu caminho com conselhos e afeto.

À minha esposa, Ágatha Alexandre Santos Condé, agradeço pelo carinho, paciência e compreensão nos períodos de maior dedicação a este trabalho. Sua presença foi fundamental para que eu pudesse superar os desafios e manter o equilíbrio emocional.

Aos docentes do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Uberlândia, deixo meu sincero agradecimento pelos ensinamentos e pela contribuição inestimável à minha formação acadêmica. Em especial, ao meu orientador, Prof. Dr. Julio Fernando Costa Santos, pela parceria, pela paciência, pela didática e por todo o apoio ao longo desta jornada. Sua orientação foi essencial para a realização deste trabalho.

Aos meus colegas de pós-graduação, agradeço pelos grupos de estudo, pelas discussões enriquecedoras e pelos momentos de descontração que tornaram essa caminhada mais leve.

Agradeço também aos membros da banca, pela disponibilidade e pelas valiosas contribuições que certamente aprimoraram este trabalho.

RESUMO

Esta dissertação analisa empiricamente, sob a perspectiva pós-kaleckiana, os regimes de crescimento da economia brasileira entre 1947 e 2021, buscando classificá-los como *wage-led* (liderado por salários) ou *profit-led* (liderado por lucros). Utilizando a abordagem estrutural, o estudo estima separadamente o impacto da distribuição funcional da renda sobre consumo, investimento e setor externo. Os resultados revelam heterogeneidade: o consumo responde positivamente a aumentos na participação dos salários (*wage-led*), enquanto o investimento reage negativamente (*profit-led*). O efeito sobre as exportações líquidas é ambíguo, mas tende a ser *profit-led*. A análise agregada indica que o regime de crescimento é sensível à especificação econométrica, podendo ser classificado como *wage-led* no longo prazo e *profit-led* no curto prazo. O trabalho conclui que políticas redistributivas enfrentam um *trade-off* entre estimular o consumo e desestimular o investimento.

Palavras-chave: Regimes de crescimento; Distribuição funcional da renda; Abordagem pós-kaleckiana; *Wage-led*; *Profit-led*; Demanda agregada; Economia brasileira.

ABSTRACT

This dissertation empirically analyzes, from a post-Kaleckian perspective, the growth regimes of the Brazilian economy between 1947 and 2021, seeking to classify them as wage-led or profit-led. Using a structural approach, the study separately estimates the impact of functional income distribution on consumption, investment, and the external sector. The results reveal heterogeneity: consumption responds positively to increases in the wage share (wage-led), while investment reacts negatively (profit-led). The effect on net exports is ambiguous but tends to be profit-led. The aggregate analysis indicates that the growth regime is sensitive to the econometric specification, potentially being classified as wage-led in the long run and profit-led in the short run. The work concludes that redistributive policies face a trade-off between stimulating consumption and discouraging investment.

Keywords: Growth regimes; Functional income distribution; Post-Kaleckian approach; Wage-led; Profit-led; Aggregate demand; Brazilian economy.

LISTA DE QUADROS

| | |
|---|----|
| Quadro 1 – Resumo da literatura empírica | 35 |
| Quadro 2 – Dados das Variáveis Básicas da Tabela 1 | 48 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|--|----|
| Tabela 1 – Estatística Descritiva das Séries Utilizadas | 49 |
| Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária (ADF, PP, KPSS) | 57 |
| Tabela 3 – Estimação por GMM e MQO Variável Dependente: $\Delta \ln C$ | 61 |
| Tabela 4 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln W$ | 63 |
| Tabela 5 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln R$ | 65 |
| Tabela 6 – Resultados Parciais da Distribuição Funcional sobre o Consumo | 66 |
| Tabela 7 – Estimação por GMM e MQO Variável Dependente: $\Delta \ln I$ - Efeito Distribu- tivo em Nível | 69 |
| Tabela 8 – Estimação por GMM e MQO Variável Dependente: $\Delta \ln I$ - Efeito Distribu- tivo em Diferença | 70 |
| Tabela 9 – Resultados da Distribuição sobre o Investimento. | 72 |
| Tabela 10 – Resultados da Distribuição sobre o Investimento ($\Delta \Omega$). | 73 |
| Tabela 11 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln X$ | 76 |
| Tabela 12 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln M$ | 77 |
| Tabela 13 – Resultados da Distribuição sobre $\hat{N}X$ | 79 |
| Tabela 14 – Efeito total da distribuição funcional Média | 83 |
| Tabela 15 – Efeito total da distribuição funcional Mediana | 83 |
| Tabela A1 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln C$ | 92 |
| Tabela A2 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln(C + G)$ | 93 |
| Tabela A3 – Estimação por GMM e MQO Variável Dependente: $\Delta \ln I$ - Efeito Distribu- tivo em Diferença (sem intercepto) | 94 |
| Tabela A4 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln X$ - Com Intercepto | 95 |
| Tabela A5 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln X$ - Efeito de Ω em Nível | 96 |

SUMÁRIO

| | | |
|------------|---|-----------|
| | Introdução | 14 |
| 1 | REVISÃO DA LITERATURA | 17 |
| 1.1 | Modelos de Crescimento e Distribuição | 17 |
| 1.2 | Modelos Kaleckianos | 18 |
| 1.2.1 | O Modelo Kaleckiano Básico | 18 |
| 1.2.2 | Os Modelos Neokaleckianos | 20 |
| 1.2.3 | Os Modelos Pós-Kaleckianos | 22 |
| 2 | REVISÃO EMPÍRICA | 25 |
| 3 | ANÁLISE DE CONJUNTURA | 36 |
| 4 | ESTRUTURA FORMAL DO MODELO DE ESTIMAÇÃO ESTRUTU- RAL | 42 |
| 4.1 | Abordagem Estrutural em Nível | 42 |
| 4.2 | Abordagem Estrutural em Termos de Taxa de Crescimento | 43 |
| 5 | METODOLOGIA EMPÍRICA | 46 |
| 5.1 | Dados | 46 |
| 5.2 | Estimador de Momentos Generalizados (GMM) | 48 |
| 5.2.1 | Condições de momento e definição do estimador | 49 |
| 5.2.2 | Endogeneidade, instrumentos e GMM | 50 |
| 5.2.3 | Distribuição assintótica, matriz HAC e testes de hipóteses | 51 |
| 5.2.4 | Teste <i>J</i> de Hansen para sobre-identificação | 51 |
| 5.2.5 | Vantagens e limitações do GMM | 52 |
| 6 | ANÁLISE DE RESULTADOS | 53 |
| 6.1 | Testes de Raiz Unitária | 53 |
| 6.1.1 | Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | 53 |
| 6.1.2 | Teste Phillips-Perron (PP) | 54 |
| 6.1.3 | Teste KPSS | 54 |
| 6.1.4 | Análise de Estacionariedade e Ordem de Integração | 56 |
| 6.2 | Estimações para o Efeito da Distribuição Funcional da Renda sobre o Consumo | 58 |
| 6.3 | Estimações para o Efeito da Distribuição Funcional da Renda sobre o Investimento | 67 |

| | | |
|-----|--|-----------|
| 6.4 | Estimações para o Efeito da Distribuição Funcional da Renda sobre as Exportações Líquidas | 73 |
| 6.5 | Efeito Total da Distribuição Funcional da Renda e Regime de Demanda | 80 |
| 7 | CONCLUSÃO | 85 |
| | REFERÊNCIAS | 88 |
| | APÊNDICE A – RESULTADOS COM OUTRAS ESPECIFICAÇÕES PARA O CONSUMO, INVESTIMENTO, EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES | 91 |

INTRODUÇÃO

A relação entre distribuição funcional da renda e crescimento econômico ocupa posição central no debate macroeconômico heterodoxo desde as contribuições fundacionais de Kalecki e Keynes. Em economias monetárias da produção, nas quais decisões de gasto são tomadas sob incerteza e o nível de atividade é determinado pela demanda efetiva, a forma como a renda é distribuída entre salários e lucros afeta diretamente o comportamento dos principais componentes da demanda agregada – consumo, investimento e setor externo – e, por conseguinte, a trajetória de crescimento no curto e no longo prazo.

No caso brasileiro, essa problemática adquire relevância particular. A economia do país foi marcada, ao longo do pós-guerra, por profundas transformações estruturais, alternando períodos de industrialização acelerada, mudanças institucionais no mercado de trabalho, liberalização comercial e financeira, além de episódios recorrentes de instabilidade macroeconômica. Esses processos estiveram associados a movimentos expressivos da distribuição funcional da renda, com ciclos de aumento e compressão da participação dos salários, refletindo tanto fatores econômicos quanto políticos e institucionais. A coexistência de elevada sensibilidade do crescimento ao setor externo, forte heterogeneidade produtiva e recorrentes restrições externas torna o Brasil um laboratório privilegiado para o estudo das interações entre distribuição, demanda e crescimento.

A literatura pós-kaleckiana enfatiza que os efeitos macroeconômicos de mudanças distributivas não são unívocos. Uma redistribuição em favor dos salários tende, por um lado, a estimular o consumo agregado, dado o diferencial de propensões a consumir entre trabalhadores e capitalistas. Por outro, pode afetar negativamente o investimento, caso a lucratividade esperada seja comprimida, e deteriorar o desempenho externo se a competitividade-preço for prejudicada. O resultado agregado dessas forças depende, portanto, da intensidade relativa de cada canal e do horizonte temporal considerado, dando origem à noção de regimes de demanda *wage-led* ou *profit-led*.

Embora esse arcabouço conceitual seja amplamente aceito, a evidência empírica permanece longe de ser consensual. Estudos aplicados ao Brasil encontram resultados heterogêneos, variando conforme o período analisado, a frequência dos dados, a metodologia econométrica e, sobretudo, a forma como a demanda agregada é modelada. Trabalhos de abordagem agregativa frequentemente classificam a economia brasileira como *wage-led* ou *profit-led* de maneira global, enquanto abordagens estruturais destacam que diferentes componentes da demanda podem responder de forma distinta a choques distributivos. Em particular, há evidência recorrente de um *trade-off* distributivo entre consumo e investimento, bem como resultados ambíguos no que se refere ao setor externo.

Essa diversidade de resultados aponta para uma lacuna importante na literatura empírica: a ausência de análises que integrem, de forma sistemática e consistente, os efeitos da distribuição funcional da renda sobre os principais componentes da demanda agregada, permitindo avaliar o efeito total sobre o crescimento econômico. Grande parte dos estudos concentra-se em um único canal ou deriva conclusões agregadas a partir de evidências parciais, o que dificulta a comparação entre resultados e a interpretação dos regimes de demanda em economias abertas e estruturalmente heterogêneas como a brasileira.

Além disso, desafios metodológicos relevantes permeiam esse debate. A distribuição funcional da renda não é exógena ao nível de atividade econômica, reagindo endogenamente a flutuações da demanda, ao ciclo econômico e a mudanças institucionais. Ignorar essa simultaneidade pode levar a estimativas viesadas e interpretações equivocadas acerca da direção e magnitude dos efeitos distributivos. Dessa forma, estratégias empíricas capazes de tratar adequadamente a endogeneidade e a dinâmica das variáveis macroeconômicas são fundamentais para avançar na compreensão do problema.

Diante desse contexto, o objetivo geral desta dissertação é avaliar empiricamente os efeitos da distribuição funcional da renda sobre o crescimento econômico brasileiro, a partir de uma abordagem estrutural que desagrega a demanda agregada em consumo, investimento e exportações líquidas. Especificamente, o trabalho busca: (i) estimar o impacto da distribuição funcional da renda sobre o consumo; (ii) analisar o efeito distributivo sobre o investimento; (iii) investigar o papel da distribuição no desempenho das exportações líquidas; e (iv) integrar esses resultados para avaliar o efeito total da redistribuição de renda sobre o crescimento, à luz da literatura de regimes de demanda.

Para alcançar esses objetivos, a dissertação utiliza modelos econométricos estimados pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), com erros-padrão robustos a heterocedasticidade e autocorrelação, aplicados a séries históricas de longa duração para a economia brasileira. Essa escolha metodológica permite lidar com problemas de homogeneidade e simultaneidade entre distribuição, atividade econômica e componentes da demanda, fornecendo inferência mais consistente do que abordagens baseadas exclusivamente em mínimos quadrados ordinários.

Ao integrar explicitamente os canais do consumo, do investimento e do setor externo, esta dissertação contribui para a literatura empírica ao oferecer uma avaliação mais abrangente do papel da distribuição funcional da renda no crescimento econômico brasileiro. Ademais, o trabalho dialoga criticamente com resultados anteriores, mostrando que classificações simplistas em termos de regimes *wage-led* ou *profit-led* podem ocultar dinâmicas relevantes e dependentes do contexto institucional, histórico e metodológico.

Além desta introdução, a dissertação está organizada da seguinte forma. Os capítulos 1, 2 e 3 apresentam o arcabouço teórico pós-kaleckiano, a literatura sobre regimes de demanda e a análise de conjuntura brasileira. Os capítulos 4 e 5 descrevem a estrutura formal do modelo, a estratégia empírica, os dados e os métodos econométricos utilizados. O Capítulo 6 apresenta

e discute os resultados das estimações para o consumo, o investimento e as exportações líquidas, além de integrar esses resultados para avaliar o efeito total da distribuição funcional da renda sobre o crescimento. Por fim, a Conclusão sintetiza os principais achados e discute suas implicações para a literatura e para o debate de política econômica.

1 REVISÃO DA LITERATURA

1.1 Modelos de Crescimento e Distribuição

A contraposição das tradições econômicas revela que enquanto clássicos e neoclássicos, por razões distintas, enfatizam determinantes de oferta no longo prazo, os pós-keynesianos integram demanda e conflito distributivo como forças endógenas e perpetuamente ativas. Esta última perspectiva, ao negar a tendência automática ao pleno emprego de recursos e ao estado estacionário, oferece um quadro analítico mais apto a explicar as flutuações, desigualdades e variedades de regimes de crescimento observados nas economias capitalistas, conforme sistematizado por autores como Blecker e Setterfield (2019).

A tradição Clássico-Marxiana, com raízes em Smith, Ricardo e Marx, coloca a geração e a apropriação do excedente econômico no centro da análise (*Surplus Approach*). O excedente é definido como a parte da produção que excede os insumos necessários para reproduzir a força de trabalho e repor o capital usado. Nessa visão, o desenvolvimento é analisado primordialmente pelo lado da oferta, determinado por fatores técnicos (a tecnologia de produção) e sociais (a luta de classes que estabelece o salário real ou a taxa de exploração). Nesse arcabouço, a concorrência capitalista promove a equalização das taxas de lucro entre setores, convergindo para uma taxa de lucro normal. A demanda efetiva, embora reconhecida, é considerada sem importância para o crescimento de longo prazo, que é essencialmente dirigido pela acumulação de capital financiada pelo excedente. Consequentemente, o sistema tende a um crescimento determinado por sua capacidade produtiva e pelas relações sociais de distribuição.

Em uma chave analítica radicalmente distinta, a síntese Neoclássica do crescimento postula que o longo prazo de uma economia é determinado pelo progresso técnico exógeno e pela acumulação de fatores com retornos marginais decrescentes. Nesse paradigma, a distribuição é rigorosamente explicada pela produtividade marginal dos fatores (trabalho e capital): cada fator recebe a remuneração equivalente à sua contribuição marginal ao produto. Desse modo, o longo prazo é caracterizado pelo estado estacionário, onde a economia cresce a uma taxa constante, dada apenas pela taxa de progresso técnico, sendo o nível do produto por trabalhador independente da taxa de poupança ou investimento. Tal como para os clássicos, o lado da demanda é irrelevante para a taxa de crescimento de longo prazo, que é exclusivamente uma questão de oferta. Contudo, e aqui reside uma divergência crucial, diferentemente da abordagem clássica, o desenvolvimento da oferta é estritamente técnico, desprovido de conflitos sociais; a tecnologia e as preferências dos agentes, dadas exogenamente, determinam tanto a alocação eficiente quanto a distribuição resultante.

Em oposição direta a essa dicotomia que neutraliza a demanda, a escola Pós-keynesiana rejeita a separação entre os horizontes de curto e longo prazo. Para autores como Lavoie (2014),

o longo prazo é compreendido como uma sequência de situações de curto prazo, nas quais a demanda efetiva exerce uma influência persistente e criadora de capacidade. O crescimento é, portanto, liderado pela demanda (*demand-led growth*), com os investimentos sensíveis às expectativas de lucro e ao grau de utilização da capacidade atuando como seu principal motor. Retomando, porém ressignificando, o foco clássico na geração do excedente, a distribuição de renda é vista como um fenômeno fundamentalmente social e institucional, resultante do *markup* das firmas sobre os custos diretos e do poder de barganha entre capital e trabalho (KALECKI, 1971). A interação dinâmica entre distribuição e crescimento é formalizada na teoria dos regimes de crescimento (BHADURI; MARGLIN, 1990), que distingue economias lideradas por salários (*wage-led*) e lideradas por lucros (*profit-led*), conforme o impacto de mudanças distributivas sobre a demanda agregada. Assim, em contraste com o determinismo técnico ou o equilíbrio de longo prazo das outras tradições, o desenvolvimento pós-keynesiano é moldado conjuntamente por forças técnicas e sociais, configurando uma trajetória historicamente contingente e *path-dependent*, conforme destacado nas sínteses contemporâneas da macroeconomia heterodoxa (SETTERFIELD, 2010; STOCKHAMMER, 2017).

1.2 Modelos Kaleckianos

1.2.1 O Modelo Kaleckiano Básico

A estrutura analítica kaleckiana fornece um arcabouço formal coeso para compreender a dinâmica de uma economia capitalista onde a demanda efetiva, a distribuição de renda e a acumulação de capital são determinadas de maneira inter-relacionada, sem convergir automaticamente para um equilíbrio de pleno emprego. Fundamentado nos microfundamentos da concorrência imperfeita e no conceito kaleckiano de grau de monopólio (KALECKI, 1971), este modelo oferece uma alternativa robusta às visões clássica e neoclássica, posicionando a demanda não como um fator meramente alocativo, mas como a força propulsora do crescimento no curto e no longo prazos. Sua grande contribuição, como sintetizam (BLECKER; SETTERFIELD, 2019), é integrar de forma inseparável a análise da distribuição, influenciada por relações de poder, com a determinação do nível de atividade e da acumulação. O Modelo Básico Kaleckiano detalha esses mecanismos centrais: a determinação da distribuição pelo *markup*, a função de investimento baseada na lucratividade e no risco, o paradoxo dos custos no curto prazo e o ajuste da capacidade no longo prazo.

A pedra angular do modelo, herdada da análise de (KALECKI, 1971) sobre a luta de classes, reside na determinação da distribuição funcional da renda. Em setores oligopolizados, as firmas exercem poder de mercado para fixar preços administrando um *markup* (τ) sobre seus custos unitários primários, majoritariamente salariais. Este *markup* é a expressão monetária do grau de monopólio do setor, determinado por fatores estruturais e institucionais como concentração industrial, barreiras à entrada, poder sindical e abertura comercial. No curto prazo do modelo, este grau de monopólio é considerado relativamente rígido, uma variável institucionalmente dada

(exógena). Consequentemente, a participação dos lucros (π) na renda nacional é determinada de maneira direta e residual por τ . Formalmente, em uma versão simplificada, $\pi = \tau/(1 + \tau)$. A decisão microeconômica de preços, portanto, estabelece a divisão do produto entre salários e lucros antes da determinação do nível de produção, tornando a distribuição uma variável pré-determinada ou fixa no processo de determinação do produto. A parcela dos salários é simplesmente o complemento ($1 - \pi$). Este postulado é crucial, pois torna a distribuição uma variável pré-determinada no processo de determinação do produto e da utilização da capacidade.

O motor dinâmico do modelo, que captura a essência da dinâmica capitalista kaleckiana, é a função de investimento. Diferentemente de abordagens que enfatizam a escassez de poupança, a decisão de investir é guiada pela lucratividade esperada e limitada pelo risco crescente associado ao endividamento, como o próprio Kalecki argumentava. central é a taxa de lucro corrente (ou esperada no curto prazo, r), que serve como o principal sinal para os capitalistas. Embora o grau de utilização da capacidade (u) possa atuar como um argumento complementar indicando a necessidade de expandir a capacidade quando ela está tensionada, o canal primordial e estrutural permanece sendo a lucratividade. Isto está alinhado com a motivação fundamental do capitalista: acumular em resposta aos estímulos de rentabilidade.

Formalmente, uma função de investimento típica pode ser expressa como:

$$g = I/K = \gamma + \alpha \cdot r \quad (1.1)$$

onde g é a taxa de acumulação, γ representa um componente autônomo ligado ao "espírito animal" (as expectativas de longo prazo e a confiança) e α é a sensibilidade do investimento à taxa de lucro. Esta ênfase na rentabilidade como determinante primário conecta o modelo à visão clássica da acumulação movida pelo lucro, mas a insere em um contexto onde a realização desses lucros depende integralmente da demanda efetiva (HEIN, 2014).

No equilíbrio de curto prazo, grau de utilização da capacidade (u) que se ajusta para equalizar poupança e investimento planejados. O resultado mais célebre e contraintuitivo do modelo emerge aqui: a validação do paradoxo dos custos. um aumento na participação dos salários na renda (uma redução no *markup* τ e, portanto, em π) eleva o poder de consumo dos assalariados, que possuem uma propensão marginal a consumir próxima à unidade. Este aumento no consumo, componente da demanda agregada, pode superar uma eventual contração no investimento induzida pela queda na lucratividade corrente, especialmente se a sensibilidade do investimento a lucros (α) for baixa no curto prazo. Consequentemente, a demanda agregada, a utilização da capacidade e a própria taxa de crescimento de equilíbrio no curto prazo podem aumentar. Estabelece-se, assim, uma relação positiva de curto prazo entre a participação dos salários e o nível de atividade. Este resultado fundamental, destacado por (BLECKER, 2016), desmonta a visão ortodoxa de que salários mais altos são sempre um obstáculo ao crescimento.

A transição para o longo prazo no modelo kaleckiano lida com a endogeneidade da capacidade produtiva. No curto prazo, o grau de utilização da capacidade (u) pode se desviar

da taxa normal ou planejada de utilização (u_n) que as firmas consideram ótima. Se a economia opera persistentemente com $u > u_n$, as firmas percebem uma pressão de demanda estrutural e são induzidas a acelerar os investimentos para expandir a capacidade. Este mecanismo de ajuste - frequentemente formalizado pela inclusão do hiato $u - u_n$ na função de investimento - faz com que a economia tenda, no longo prazo, a convergir para a taxa normal de utilização. Este é um resultado fundamental que distingue radicalmente o modelo kaleckiano: o crescimento de longo prazo não é constrangido por um limite rígido de oferta (plena capacidade), mas sim moldado pela demanda, que estimula a expansão da própria capacidade (LAVOIE, 2014). A taxa de crescimento de equilíbrio de longo prazo é, portanto, essencialmente determinada pelos parâmetros que governam a decisão autônoma de investir ((γ) e (α)), os quais refletem o "espírito animal" e as convenções dos capitalistas. A distribuição, embora fixada institucionalmente pelo *markup*, condiciona essa trajetória ao afetar a lucratividade e o consumo, mas não a determina unilateralmente. O modelo apresenta, assim, uma visão de crescimento liderado pela demanda (*demand-led growth*) mesmo no longo prazo, onde a interação dinâmica entre distribuição, lucratividade e expansão da capacidade define uma trajetória histórica que não tende a nenhum estado estacionário predeterminado.

1.2.2 Os Modelos Neokaleckianos

A tradição kaleckiana de crescimento liderado pela demanda passou por refinamentos teóricos significativos a partir da década de 1980, dando origem ao que se convencionou denominar escola neokaleckiana. Esses desenvolvimentos buscaram aprofundar a análise do crescimento de longo prazo, relaxando pressupostos considerados excessivamente restritivos do modelo kaleckiano básico, em particular a exogeneidade estrita do *markup* e a forma simplificada da função de investimento. Nesse contexto, o trabalho seminal de Dutt (1984) constitui um marco analítico fundamental, ao introduzir uma dinâmica na qual a distribuição de renda e o grau de monopólio passam a interagir endogenamente com o processo de acumulação de capital, abrindo espaço para a possibilidade de equilíbrios estagnacionistas estáveis.

Uma das inovações centrais da abordagem neokaleckiana reside na reavaliação da determinação da distribuição de renda. Diferentemente do modelo kaleckiano básico, no qual o *markup* (τ) e, por consequência, a participação dos lucros na renda são tratados como parâmetros exógenos no curto prazo, os autores neokaleckianos enfatizam que o grau de monopólio pode ser influenciado por variáveis macroeconômicas, como o nível de utilização da capacidade, a intensidade da concorrência intercapitalista e a fase do ciclo econômico. A relação entre utilização da capacidade (u) e *markup* não é unívoca: uma elevação de u pode fortalecer o poder de mercado das firmas, gerando uma relação positiva, ou, alternativamente, intensificar a concorrência via entrada de novas firmas e expansão agressiva da capacidade produtiva, resultando em uma relação negativa.

No modelo de Dutt (1984), adota-se uma hipótese simplificadora no curto prazo: o

markup é tratado como dado, determinando a distribuição funcional da renda de maneira análoga ao modelo kaleckiano tradicional. Nessas condições, a participação dos salários na renda é expressa por:

$$y_w = \frac{1}{1 + \tau}. \quad (1.2)$$

No entanto, no horizonte de longo prazo, o *markup* deixa de ser um parâmetro exógeno e passa a ajustar-se endogenamente em resposta ao desempenho macroeconômico da economia, estabelecendo um mecanismo de retroalimentação entre crescimento, estrutura de mercado e distribuição de renda.

O refinamento mais influente introduzido por Dutt, contudo, refere-se à formulação da função de investimento. No modelo de 1984, a taxa de acumulação de capital é especificada como função da taxa de lucro, refletindo a centralidade da rentabilidade esperada nas decisões de investimento das firmas:

$$g = \frac{I}{K} = \alpha_0 + \alpha_1 r, \quad (1.3)$$

onde g é a taxa de crescimento do estoque de capital, α_0 representa um componente autônomo do investimento e $\alpha_1 > 0$ capta a sensibilidade do investimento à taxa de lucro r . Como a taxa de lucro pode ser decomposta, por identidade contábil, na participação dos lucros na renda (h) e no grau de utilização da capacidade (u), tem-se:

$$r = hu, \quad (1.4)$$

o que evidencia que a lucratividade incorpora simultaneamente efeitos distributivos e efeitos associados à pressão da demanda.

Embora em Dutt (1984) esses canais não sejam modelados como argumentos comportamentais independentes da função de investimento, essa decomposição analítica abriu caminho para formulações posteriores da tradição neokaleckiana, nas quais a acumulação responde de forma diferenciada à distribuição de renda e ao grau de utilização da capacidade. Nessa literatura subsequente, a distinção entre esses efeitos torna-se central para a análise dos regimes de crescimento liderados por salários ou por lucros.

Com essa estrutura, a relação entre distribuição de renda e crescimento econômico deixa de ser necessariamente positiva, como no modelo kaleckiano básico associado ao paradoxo dos custos, e passa a depender criticamente dos parâmetros comportamentais da economia. No modelo de Dutt, no equilíbrio de curto prazo, obtém-se, sob determinadas condições paramétricas, um resultado consistente com o paradoxo dos custos: uma redução do *markup* - e, portanto, uma melhora na distribuição funcional da renda - eleva a taxa de crescimento da economia. Formalmente, sob tais condições, verifica-se que:

$$\frac{dg}{d\tau} < 0.$$

Esse resultado depende, em particular, de uma sensibilidade suficientemente elevada do investimento ao nível de atividade, de modo que os efeitos expansionistas da maior demanda superem eventuais impactos negativos decorrentes da redução da lucratividade.

Nos modelos neokaleckianos, a utilização da capacidade produtiva assume um papel estrutural. Ao contrário das abordagens que tratam u como uma variável meramente cíclica, que converge automaticamente para um nível normal determinado pela tecnologia, a tradição neokaleckiana enfatiza que desvios persistentes da utilização da capacidade são possíveis e economicamente relevantes. No equilíbrio de curto prazo do modelo de Dutt, é a utilização da capacidade que se ajusta para compatibilizar poupança e investimento. No longo prazo, embora as firmas formem uma noção de utilização desejada, não há a imposição de que a utilização efetiva convirja de maneira única e estável para esse nível.

Essa abordagem rompe com a noção de um centro gravitacional único para a economia. A utilização da capacidade pode permanecer persistentemente abaixo de níveis associados ao pleno uso, abrindo espaço para trajetórias cumulativas e múltiplos equilíbrios de longo prazo. O modelo de Dutt (1984) captura precisamente essa dinâmica ao descrever um processo cumulativo no qual um baixo crescimento econômico induz maior concentração industrial e fortalecimento do poder de monopólio, elevando o *markup*. O aumento do *markup*, por sua vez, comprime os salários reais e a demanda agregada, reforçando o baixo crescimento e estabilizando a economia em um estado de estagnação.

Dessa forma, o subdesempenho econômico não é interpretado como um desvio transitório em relação a uma trajetória de crescimento potencial, mas como um possível estado de equilíbrio de longo prazo, sustentado por uma configuração institucional específica de poder de mercado, distribuição de renda e comportamentos macroeconômicos. A contribuição de Dutt (1984) é, portanto, decisiva ao demonstrar que a dinâmica de crescimento ou estagnação resulta da interação endógena entre acumulação, distribuição e estrutura de mercado, cuja configuração concreta é, em última instância, uma questão histórica e empírica.

1.2.3 Os Modelos Pós-Kaleckianos

A evolução do pensamento kaleckiano atingiu um marco teórico fundamental com o surgimento da síntese pós-kaleckiana, cuja contribuição seminal é encontrada no modelo de Bhaduri e Marglin (1990). Esta abordagem resolve uma tensão analítica presente nas formulações anteriores ao propor uma inovação central: a separação formal e explícita dos efeitos da distribuição de renda sobre os componentes da demanda agregada. Ao desagregar as influências da lucratividade e da utilização da capacidade sobre o investimento, o modelo pós-kaleckiano generaliza a análise, permitindo a dedução de dois regimes de crescimento qualitativamente distintos possíveis - liderado por salários (*wage-led*) e liderado por lucros (*profit-led*) - cuja existência depende dos parâmetros comportamentais específicos de uma economia. Esta generalização transformou a teoria do crescimento liderado pela demanda em um instrumento mais poderoso para a análise de diferentes contextos históricos e institucionais.

Em consonância com a tradição kaleckiana, o modelo pós-kaleckiano assume que a distribuição funcional da renda é determinada de forma exógena no curto prazo. A variável

chave é a participação dos lucros na renda, denotada por h (onde $h = \Pi/Y$). Esta participação é considerada um parâmetro, determinada fora do modelo no curto prazo pelas instituições que regem o conflito distributivo, notadamente o *markup* das firmas oligopolistas sobre os custos salariais. A inovação não está aqui, mas na decisão de tratar h e a taxa de utilização da capacidade (u) como argumentos independentes e separados na função de investimento, dissociando claramente o efeito da lucratividade *per se* do efeito do nível de atividade.

A especificação da função de investimento constitui o cerne da inovação pós-kaleckiana. Ela formaliza a ideia de que a acumulação de capital é guiada por dois motivos independentes: a rentabilidade e a pressão da demanda sobre a capacidade existente. A forma funcional geral é:

$$g_i = \frac{I}{K} = f(h, u) \quad (1.5)$$

onde g_i é a taxa de acumulação, h é a participação dos lucros (proxy da lucratividade ou margem de lucro) e u é a taxa de utilização da capacidade (proxy da demanda efetiva). Assume-se que as derivadas parciais são positivas: $f_h > 0$ e $f_u > 0$. Isso significa que, *coeteris paribus*, um aumento na parcela dos lucros estimula o investimento ao elevar as expectativas de retorno futuro (efeito lucratividade). Simultaneamente, *coeteris paribus*, um aumento na utilização da capacidade estimula o investimento ao sinalizar a necessidade de expandir a capacidade produtiva para atender a uma demanda elevada (efeito acelerador ou de demanda). Esta separação analítica é crucial, pois permite que os dois canais atuem com forças relativas diferentes, abrindo caminho para resultados macroeconômicos diversos.

Ao integrar esta função de investimento a uma função poupança kaleckiana (onde a poupança agregada depende positivamente de h) e resolver o equilíbrio de curto prazo (onde u se ajusta para igualar poupança e investimento), o modelo revela sua principal contribuição. A relação entre distribuição de renda (uma mudança em h) e a taxa de crescimento de equilíbrio (g^*) pode assumir dois sinais, definindo dois regimes econômicos possíveis:

O Regime Liderado por Salários (*Wage-led*) ocorre quando um aumento na participação dos salários (uma redução em h) levar a um aumento na taxa de crescimento de equilíbrio. O paradoxo dos custos kaleckiano é validado. O mecanismo opera porque o efeito positivo sobre o consumo (já que os assalariados têm maior propensão a consumir) supera o eventual efeito negativo sobre o investimento devido à queda na lucratividade. A demanda agregada e a utilização aumentam, estimulando o investimento via canal da utilização (f_u) o suficiente para compensar qualquer desestímulo via canal da lucratividade (f_h).

O Regime Liderado por Lucros (*Profit-led*) pode ser entendido por um aumento na participação dos lucros (um aumento em h) levar a um aumento na taxa de crescimento. A lógica convencional, onde lucros mais altos alimentam o investimento, prevalece. Aqui, o efeito positivo direto da maior lucratividade sobre o investimento (f_h) é forte e supera o efeito negativo sobre o consumo e, conseqüentemente, sobre a utilização da capacidade. A economia cresce mais rápido mesmo com uma demanda mais concentrada e um mercado consumidor relativamente restrito.

A existência dos dois regimes é um reflexo direto do conflito distributivo inerente ao capitalismo, agora formalizado em termos macroeconômicos. Consumo e investimento reagem de maneira oposta a uma mudança na distribuição. Uma virada distributiva a favor dos salários eleva o consumo mas pode deprimir o investimento, enquanto uma virada a favor dos lucros faz o oposto. O regime final da economia depende de qual efeito domina, o que, por sua vez, é determinado pelas propensões comportamentais dos capitalistas (a sensibilidade do investimento a h e a u) e dos trabalhadores (sua propensão a consumir). Bhaduri e Marglin (1990) enfatizam que não há um resultado *a priori*; a identificação do regime é uma questão empírica e histórica.

Essa estrutura teórica, portanto, desloca a questão central da análise macroeconômica: não mais se a distribuição afeta o crescimento, mas como e sob quais condições ela o faz. Esta estrutura tem implicações profundas e não óbvias para a política econômica. A eficácia de uma política redistributiva depende criticamente do regime no qual a economia se encontra. Em uma economia liderada por salários (*wage-led*), políticas que comprimem o *markup* e elevam a participação dos salários na renda são expansionistas. A redistribuição não é apenas socialmente desejável, mas também um motor para o crescimento e o emprego, validando uma estratégia de demanda agregada baseada em salários. Já em uma economia liderada por lucros (*profit-led*), políticas que aumentem a participação dos lucros (como cortes de impostos sobre os lucros ou flexibilização das regulamentações trabalhistas) podem, em tese, estimular o crescimento via aumento do investimento. No entanto, isto ocorre às custas da piora da distribuição de renda e possivelmente do consumo médio, criando um *trade-off* entre crescimento e equidade. O modelo pós-kaleckiano, assim, não apenas categoriza economias, mas fornece um mapa para avaliar os complexos *trade-offs* e condições de contorno envolvidos na política distributiva.

2 REVISÃO EMPÍRICA

Segundo Blecker e Setterfield (2019), a investigação empírica dos efeitos da distribuição funcional da renda sobre a demanda agregada, no âmbito das teorias pós-keynesianas e kaleckianas, estrutura-se em torno de três distintas estratégias de estimação: a Abordagem Estrutural, a Abordagem Agregativa e a Abordagem de Forma Reduzida. A Abordagem Estrutural decompõe analiticamente os canais de transmissão consumo, investimento e setor externo, estimando suas sensibilidades parciais para posteriormente derivar um efeito líquido agregado. Alinhada aos modelos de crescimento neokaleckianos, esta abordagem frequentemente trata os salários como uma variável exogenamente determinada por fatores institucionais e de poder de barganha, conforme destacado por Teixeira, Missio e Dathein (2022). A Abordagem Agregativa, por sua vez, parte de um sistema teórico completo de equações comportamentais, reduzindo-o a uma única equação de equilíbrio que relaciona diretamente o nível de atividade à parcela de lucros, preservando assim as inter-relações estruturais do modelo. O trabalho de Teixeira, Missio e Dathein (2022) associa esta estratégia à vertente neo-goodwiniana, notando que ela incorpora uma perspectiva dinâmica na qual o salário real é endogenamente determinado pela atividade econômica, capturando relações de feedback entre distribuição e utilização da capacidade. Por fim, a Abordagem de Forma Reduzida prescinde de uma modelagem estrutural explícita, buscando identificar uma correlação direta e estatística entre medidas de distribuição e de demanda, constituindo-se em uma estratégia mais parcimoniosa, mas sujeita a questões de identificação causal. A delimitação tripartite proposta pelos autores reflete não apenas uma divergência metodológica, mas também diferentes compromissos quanto à complexidade dos mecanismos causais subjacentes à dinâmica distributiva nas economias capitalistas.

No arcabouço analítico delineado por Blecker e Setterfield (2019), a Abordagem Estrutural configura-se como a estratégia metodológica mais microfundada e teoricamente comprometida para estimar a relação entre distribuição funcional da renda e demanda agregada. Seu núcleo metodológico reside na desagregação da demanda agregada em seus componentes macroeconômicos fundamentais - consumo, investimento e exportações líquidas - e na estimação econométrica separada da sensibilidade de cada um desses componentes a variações na parcela salarial ou de lucros na renda. Seguindo a caracterização de Teixeira, Missio e Dathein (2022), esta abordagem parte do pressuposto de que a distribuição é um fator primordialmente institucional no curto prazo, o que permite isolar seus efeitos parciais e, muitas vezes, contraditórios, sobre cada canal de gasto. A estrutura analítica desta abordagem é formalizada por um sistema de equações, cujas formas típicas, extraídas da literatura kaleckiana que Blecker e Setterfield (2019) sintetiza, podem ser representadas da seguinte forma. A função consumo incorpora a hipótese de propensões marginais a consumir diferenciadas entre trabalhadores e capitalistas:

$$C = c_w W + c_\pi \Pi = c_w (1 - \pi) Y + c_\pi \pi Y \quad (2.1)$$

onde C é o consumo agregado, W e Π representam a massa de salários e de lucros, respectivamente, c_w e c_π são as propensões marginais a consumir dos trabalhadores e capitalistas (com $c_w > c_\pi$), π denota a parcela dos lucros na renda ($\pi = \Pi/Y$), e Y é a renda ou produto agregado. A equação de investimento, frequentemente baseada em teorias pós-keynesianas, captura a sensibilidade da acumulação de capital à lucratividade e ao nível de atividade:

$$g_I = \frac{I}{K} = \alpha + \beta u + \gamma \pi \quad (2.2)$$

onde g_I é a taxa de acumulação de capital (investimento I em relação ao estoque de capital K), u é a taxa de utilização da capacidade produtiva ($u = Y/Y^*$, com Y^* sendo o produto potencial), α é um componente autônomo, β captura o efeito acelerador da demanda, e γ mede a sensibilidade do investimento à parcela de lucros. Por fim, o canal externo é representado de forma simplificada, onde as exportações líquidas dependem negativamente da parcela de lucros (via custo unitário do trabalho) e positivamente de um componente autônomo, enquanto as importações são função da renda doméstica:

$$NX = X(\pi) - mY, \quad \text{com} \quad \frac{\partial X}{\partial \pi} < 0 \quad (2.3)$$

sendo NX as exportações líquidas, $X(\pi)$ a função exportação, m a propensão marginal a importar, e mY representando as importações. O resultado final é uma síntese analítica na qual as elasticidades parciais, uma vez estimadas, são combinadas através de um modelo de multiplicadores para se obter um efeito agregado líquido, uma magnitude crucial que determina se o regime de demanda é, no cômputo geral, *wage-led* ou *profit-led*. Esta agregação é uma situação analítica central, pois internaliza as interações entre os componentes, permitindo avaliar se, por exemplo, o estímulo positivo da redistribuição para salários sobre o consumo é ou não mais do que compensado por um efeito depressivo sobre o investimento e as exportações.

A caracterização da Abordagem Estrutural como de alta complexidade, conforme apresentada por Blecker e Setterfield (2019), deriva diretamente da necessidade de especificar e estimar um sistema simultâneo de múltiplas equações comportamentais, cada uma ancorada em proposições teóricas distintas e, por vezes, conflitantes. A equação para o consumo tipicamente incorpora a hipótese kaleckiana de propensões marginais a consumir diferenciadas entre classes, formalizando a ideia de que uma redistribuição para os salários, *ceteris paribus*, eleva a demanda de consumo devido à maior propensão a consumir dos trabalhadores. Em contrapartida, a equação para o investimento frequentemente deriva de teorias pós-keynesianas do crescimento, onde os lucros atuam tanto como fonte de fundos internos para financiamento quanto como sinalizador de expectativas de rentabilidade futura, implicando uma relação positiva entre a parcela de lucros e a acumulação de capital. Por fim, a equação para as exportações líquidas introduz o canal da competitividade internacional, onde uma redistribuição para os lucros (via contenção salarial) pode reduzir os custos unitários do trabalho e, portanto, depreciar o preço relativo das exportações, potencialmente aumentando a demanda externa líquida. Nesta perspectiva, conforme ressalta Teixeira, Missio e Dathein (2022), o regime de crescimento resultante (*wage-led* ou *profit-led*) é inferido a partir da solução de longo prazo deste sistema de equações que representa

a interação estrutural entre distribuição e demanda. A agregação final destes efeitos parciais, frequentemente antagônicos, é realizada através da aplicação de multiplicadores derivados do sistema, que ponderam a importância relativa de cada componente na demanda autônoma e capturam os efeitos indiretos de segunda rodada, conferindo robustez analítica à determinação do regime de demanda.

Em seu trabalho seminal, Blecker e Setterfield (2019) destacam que as vantagens epistemológicas da Abordagem Estrutural são inseparáveis de suas exigências metodológicas. Sua principal virtude é a capacidade de identificar canais de transmissão específicos, transformando a complexidade da relação agregada em um mecanismo causal transparente, onde se pode separar, por exemplo, a intensidade do canal do consumo do canal do investimento. Esta capacidade analítica desloca o foco da pergunta se a economia é *wage-led* para por que ela é *wage-led*, permitindo uma análise de políticas setoriais sofisticada, como simular o impacto diferencial de um aumento do salário mínimo (predominantemente no consumo) versus um subsídio aos lucros retidos (predominantemente no investimento). Além disso, seu alinhamento íntimo com os modelos teóricos kaleckianos fornece um teste empírico direto da teoria estrutural, fortalecendo o diálogo entre modelagem formal e investigação econométrica. Contudo, estas vantagens são contrabalançadas por limitações operacionais significativas. A abordagem exige dados desagregados de alta qualidade e frequência, além de especificações robustas para cada equação componente, onde problemas de identificação, endogeneidade e forma funcional podem se multiplicar ao longo do sistema. Mais profundamente, ela pressupõe a estabilidade das relações estruturais estimadas ao longo do período amostral, uma suposição que pode ser violada por mudanças institucionais, financeirização ou transformações no padrão de inserção internacional da economia, limitando sua aplicabilidade em contextos de grande instabilidade estrutural.

A Abordagem Agregativa, por sua vez, conforme sistematizada por Blecker e Setterfield (2019), constitui uma estratégia metodológica que opera uma síntese entre o rigor estrutural e a parcimônia empírica. Seu procedimento analítico central, que a situa em uma posição de complexidade média no espectro metodológico, inicia-se com a formulação de um sistema completo e explícito de equações estruturais tipicamente incluindo funções comportamentais para o consumo, o investimento, as exportações e importações, e uma condição de equilíbrio. A inovação metodológica reside na simplificação formal deste sistema a uma única equação de demanda agregada, também denominada forma reduzida teórica, por meio de operações algébricas de substituição e consolidação. Partindo do sistema estrutural descrito na abordagem anterior, e impondo a condição de equilíbrio de que a renda é igual à soma dos componentes da demanda ($Y = C + I + G + NX$), obtém-se uma expressão para a taxa de utilização de equilíbrio (u^*) ou para a taxa de crescimento de equilíbrio (g^*). Esta é a chamada forma reduzida teórica, que pode ser representada de maneira estilizada por:

$$u^* = \frac{A}{[s\pi - \gamma]\pi - \beta} \quad \text{ou, de forma mais genérica,} \quad g^* = F(\pi; \mathbf{Z}) \quad (2.4)$$

Na primeira expressão, u^* é a taxa de utilização da capacidade de equilíbrio, A agrega todos os

componentes autônomos da demanda (investimento autônomo, gasto do governo, exportações autônomas), $s_\pi = 1 - c_\pi$ é a propensão a poupar dos capitalistas, e os parâmetros γ e β são os mesmos das equações estruturais do investimento. O vetor \mathbf{Z} na expressão genérica representa um conjunto de outras variáveis de controle e condições exógenas. O sinal da derivada parcial $\partial g^*/\partial \pi$ ou $\partial u^*/\partial \pi$, que depende da magnitude relativa de s_π e γ , define o regime de demanda. Esta equação resultante é fundamental, pois expressa o nível de produção, ou mais comumente na tradição kaleckiana, a taxa de utilização da capacidade produtiva, como uma função direta da parcela de lucros (ou de salários) na renda, acrescida de um conjunto de variáveis de controle exógenas ou predeterminadas (como a taxa de câmbio real, o gasto autônomo do governo ou os custos financeiros). Teixeira, Missio e Dathein (2022) complementa esta visão ao enfatizar que, na vertente neo-goodwiniana associada a esta abordagem, o foco recai sobre a identificação de relações de feedback mútuo e não linear entre a participação dos salários e o nível de atividade, capturando um processo dinâmico de conflito distributivo. Diferentemente de uma mera correlação estatística, esta forma reduzida é um artefato analítico carregado de teoria, pois seus coeficientes são combinações não-lineares dos parâmetros estruturais originais (como as propensões a consumir e a investir), encapsulando assim as inter-relações teóricas fundamentais do modelo em uma expressão empiricamente tratável.

As vantagens desta abordagem, conforme elucidadas por Blecker e Setterfield (2019), derivam precisamente de seu caráter de síntese teórico-empírica. Primeiramente, ela mantém uma consistência estrita com um modelo teórico explícito, assegurando que a estimação empírica seja um teste direto das implicações quantitativas de uma teoria específica, em oposição a uma busca por regularidades sem fundamento. Em segundo lugar, ao derivar de um sistema de equações simultâneas, a forma simplificada captura automaticamente os efeitos de segunda ordem e as interdependências entre componentes, como o fato de um aumento nos lucros afetar o investimento, que por sua vez retroalimenta a renda e o consumo. Este é um avanço crucial em relação a equações de forma simplificada puramente *ad hoc*. Terceiro, ela é menos exigente em dados do que a abordagem estrutural completa, pois requer a estimação de apenas uma equação agregada, contornando problemas de disponibilidade e qualidade de dados desagregados necessários para especificar cada canal individual. A perspectiva dinâmica trazida por Teixeira, Missio e Dathein (2022) ressalta ainda sua aptidão para modelar a endogeneidade da distribuição ao ciclo econômico. Contudo, suas limitações são intrínsecas ao processo de agregação. A principal delas é que a forma simplificada pode mascarar os mecanismos causais individuais; um coeficiente agregado negativo para a parcela de lucros, por exemplo, não revela se a causa é um efeito consumo dominante ou uma resposta fraca do investimento. Ademais, os resultados são extremamente sensíveis à especificação do modelo teórico subjacente (por exemplo, a forma funcional da equação de investimento), podendo gerar conclusões díspares a partir de pressupostos teóricos distintos. Por fim, a abordagem frequentemente enfrenta uma dificuldade em separar efeitos de curto e longo prazo, pois a equação simplificada estimada pode representar uma mistura de ambos, a menos que o modelo teórico de partida e a econometria empregada

sejam explicitamente dinâmicos, um desafio não trivial na prática.

Na taxonomia metodológica proposta por Blecker e Setterfield (2019), a Abordagem de Forma Reduzida, também designada como abordagem direta, distingue-se por sua baixa complexidade analítica e seu compromisso com um empirismo minimalista. Seu princípio fundamental é a deliberada abstenção da modelagem explícita dos canais intermediários consumo, investimento, comércio exterior que conectam a distribuição de renda à demanda agregada. Em vez disso, a estratégia consiste em estimar uma relação direta e empírica, frequentemente linear, entre uma variável síntese da distribuição funcional (como a parcela de lucros ou salários na renda ou a margem de lucro) e um *proxy* macroeconômico para a demanda, típica e pragmaticamente o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) ou o grau de utilização da capacidade instalada. Esta relação é estimada por uma equação de regressão, que constitui a forma reduzida empírica:

$$g_t = \theta_0 + \theta_1 \pi_t + \sum_{j=1}^n \phi_j Z_{j,t} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

onde g_t representa a taxa de crescimento do PIB ou o nível de utilização da capacidade no período t , π_t é a medida da participação dos lucros na renda no mesmo período, $Z_{j,t}$ são variáveis de controle (como taxa de investimento, abertura comercial, condições financeiras internacionais), θ_0 é o intercepto, θ_1 é o coeficiente de interesse cujo sinal indica um regime *profit-led* (se positivo) ou *wage-led* (se negativo), e ε_t é o termo de erro que captura fatores não observados. Esta operação implica um foco prioritário na identificação de correlações estatísticas estáveis, sem a imposição *priori* de uma estrutura teórica rígida que especifique os mecanismos causais. Tal postura metodológica apresenta que o sinal do coeficiente estimado (positivo ou negativo) é tomado como indicador preliminar de um regime de demanda *profit-led* ou *wage-led*, respectivamente, sem necessariamente se comprometer com a explicação dos porquês subjacentes a essa relação agregada.

Operacionalmente, conforme detalhado por Blecker e Setterfield (2019), esta abordagem requer dados agregados mínimos, geralmente de fácil acesso em contas nacionais, viabilizando sua aplicação em amplas amostras de países e períodos históricos. A técnica central é a estimação via regressão simples ou com um conjunto parcimonioso de controles, seguindo uma especificação genérica como Crescimento do PIB como uma função da parcela de lucros e das variáveis de controle, onde os controles podem incluir a taxa de investimento, abertura comercial ou variáveis cíclicas globais para isolar o efeito distributivo específico. A simplicidade do núcleo metodológico não impede, contudo, a incorporação de sofisticações econométricas que buscam refinar a análise. É comum que estudos nesta tradição testem não linearidades na relação, investigando, por exemplo, se o efeito da distribuição sobre o crescimento é condicional ao nível de desenvolvimento financeiro, ao grau de abertura comercial ou ao próprio estágio do ciclo econômico. Adicionalmente, a abordagem é particularmente fértil para análises comparativas entre países ou regiões, seja através da estimação de painéis com efeitos fixos que capturam heterogeneidades não observadas, seja pela estimação separada de equações para amostras (ex.:

economias desenvolvidas versus emergentes, ou economias mais e menos abertas), permitindo mapear a diversidade de regimes de demanda em diferentes contextos institucionais e estruturais.

Como vantagens desta abordagem, Blecker e Setterfield (2019) apontam que são eminentemente pragmáticas. Sua principal virtude reside na simplicidade e transparência empírica: a relação chave é estimada de forma direta, os resultados são de fácil replicação e comunicação, e o método é acessível mesmo com recursos dados limitados. Em segundo lugar, essa característica a torna excepcionalmente útil para análises comparativas transversais, como grandes painéis internacionais, onde a uniformidade da especificação permite contrastar sistematicamente os resultados entre nações. Uma terceira vantagem, frequentemente sublinhada, é o menor risco de viés decorrente de uma má especificação estrutural, uma vez que se evita a necessidade de modelar corretamente cada equação comportamental componente - um erro na forma funcional do investimento, por exemplo, não contamina diretamente a estimativa do efeito agregado. No entanto, suas limitações são profundas e de natureza epistemológica. A mais séria é o risco endêmico de causalidade reversa, pois é plausível e teoricamente fundamentado que choques de demanda autônomos influenciem a distribuição de renda (por exemplo, via mudanças no *mark-up* em diferentes fases do ciclo), dificultando drasticamente a atribuição de causalidade ao coeficiente estimado. Este ponto é particularmente relevante quando se contraste com a visão neo-goodwiniana, citada por Teixeira, Missio e Datheïn (2022), que assume justamente essa endogeneidade dinâmica da distribuição como objeto central de análise. Adicionalmente, a omissão de variáveis relevantes correlacionadas tanto com a distribuição quanto com o crescimento (como o progresso tecnológico viesado ou mudanças institucionais) pode produzir resultados espúrios. Por fim, e mais criticamente, mesmo que robusta, a abordagem oferece pouquíssima capacidade de identificação dos mecanismos causais subjacentes, deixando em aberto a transmissão e, portanto, oferecendo escassa orientação para o desenho de políticas econômicas setorialmente direcionadas.

Essa exploração das estratégias metodológicas fundamenta a revisão que se segue. A literatura empírica sobre o Brasil, ao longo das últimas décadas, tem mobilizado essas diferentes abordagens - da forma reduzida à estrutural - em um esforço para diagnosticar o regime de demanda da economia nacional. O debate resultante é rico e, por vezes, inconclusivo, refletindo tanto a complexidade da economia brasileira quanto os desafios inerentes a cada método. A próxima seção revisará criticamente essa trajetória de investigação, analisando como as escolhas metodológicas, os períodos amostrais e as proxies utilizadas influenciaram as conclusões sobre a relação entre distribuição funcional da renda e crescimento no caso brasileiro, e quais lições podem ser extraídas para a formulação de políticas econômicas.

O trabalho de Teixeira, Missio e Datheïn (2022) tem como objetivo central identificar e caracterizar o regime de crescimento da economia brasileira se *wage-led* ou *profit-led* a partir da análise da dinâmica da distribuição funcional da renda entre os anos 2000 e 2015. Para tanto, o autor emprega uma compilação de dados de fontes oficiais nacionais e internacionais,

notadamente o Sistema de Contas Nacionais (SCN) do IBGE, as séries históricas do IPEA, os *World Development Indicators* do Banco Mundial e estatísticas do Banco Central do Brasil, o que garante robustez e comparabilidade à sua base empírica. Utilizando dados trimestrais para o período 2000-2015, este trabalho também contribui para a explicação das Estratégias de Estimção, apresentando resultados para duas Abordagens distintas. Primeiramente, sob a perspectiva estrutural, o artigo adota o Modelo VEC, mais apropriado, pois a série se mostrou não estacionária e cointegrada. A Abordagem Estrutural, ao desagregar analiticamente a demanda agregada, demonstra que o efeito da participação dos salários (*wage-share*) é intrinsecamente heterogêneo entre seus componentes: o consumo apresenta uma elasticidade positiva, caracterizando um comportamento *wage-led*, enquanto o investimento responde de forma positiva à participação dos lucros, configurando um padrão *profit-led*.

A seguir, sob a perspectiva agregativa, para avaliar a relação cíclica entre a Curva de Demanda e a Curva de Distribuição, Teixeira, Missio e Datheïn (2022) adota o Modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR), pois a série se mostrou não cointegrada. A Abordagem Agregativa, ao modelar as variáveis em nível macroeconômico e incorporar a endogeneidade dos salários, sugere a existência de um mecanismo de *profit squeeze*: o crescimento econômico e a consequente redução do desemprego exercem pressões ascendentes sobre os salários reais, levando a uma compressão da taxa de lucro no médio prazo e estabelecendo, assim, um ciclo distributivo de natureza conflituosa e oscilatória.

O trabalho de Araújo e Gala (2012) tem como objetivo principal investigar o regime de crescimento de longo prazo da economia brasileira e deduzir as implicações de política econômica inerentes a essa classificação, valendo-se de dados das fontes IPEADATA e IBGE e aplicando a metodologia da Abordagem Estrutural, própria à tradição neokaleckiana. Com base em dados trimestrais para o período 2002-2008, os resultados empíricos do estudo revelam uma dualidade estrutural: internamente, a demanda doméstica (consumo e investimento) apresenta uma resposta positiva a um incremento na participação salarial, configurando um padrão de crescimento *wage-led*. Contudo, ao se incorporar o setor externo à análise, verifica-se que as exportações líquidas são sensivelmente negativas a aumentos nos salários, em virtude da perda de competitividade, o que gera um efeito na demanda interna. Dessa forma, quando se considera a demanda agregada em sua totalidade (incluindo o componente externo), o efeito líquido dominante se mostra positivo em relação a uma elevação da parcela dos lucros, caracterizando um regime de acumulação final como *profit-led*. Esta conclusão, conforme Araújo e Gala (2012) destaca, alinha-se com evidências empíricas internacionais que indicam que economias cada vez mais abertas e financeirizadas tendem a apresentar essa ambivalência, onde o efeito positivo dos lucros sobre o investimento e as exportações supera o efeito positivo dos salários sobre o consumo, impondo um constrangimento externo às políticas de redistribuição de renda.

Com o objetivo de compreender o regime de demanda brasileiro a partir de uma abordagem teórica kaleckiana, Tomio (2020) estrutura-se na Abordagem Estrutural, decompondo

analiticamente os componentes da demanda agregada. Utilizando dados anuais para o período 1956-2008, o trabalho opta por uma estratégia de estimação de MQO para avaliar a sensibilidade de cada componente (consumo, investimento e exportações líquidas) à distribuição funcional da renda. Sua conclusão principal destaca uma dualidade interessante: enquanto o núcleo interno da demanda (consumo e investimento) responde positivamente a aumentos na participação salarial, configurando um padrão *wage-led*, a incorporação das exportações líquidas à análise diferentemente de achados como os de Araújo e Gala (2012) não reverte esse resultado. O efeito negativo da parcela dos salários sobre as exportações, embora presente, não é suficientemente forte para superar o estímulo doméstico, de modo que a demanda agregada total se mantém *wage-led*, mesmo considerando o setor externo.

O estudo de Avritzer, Freitas e Braga (2021) empreende uma análise de longo prazo sobre o efeito das mudanças na distribuição funcional da renda no crescimento econômico brasileiro, no período de 1952 a 2017, a partir de uma perspectiva teórica neokaleckiana. Utilizando a Abordagem Agregativa, o autor implementa um modelo econométrico robusto baseado em Vetores Autorregressivos (VAR), complementado por testes de raiz unitária e de Causalidade de Granger para investigar as direções de influência entre as variáveis. Com base em dados anuais, sua conclusão principal desafia parte da narrativa kaleckiana convencional, ao indicar que, no caso brasileiro, a participação dos salários na renda (*wage-share*) exerce um impacto estatisticamente significativo sobre a demanda agregada apenas no curtíssimo prazo, sem encontrar evidências de um efeito duradouro ou positivo sobre a taxa de acumulação de capital no longo prazo, sugerindo a predominância de outros determinantes para o investimento.

Em uma investigação sobre um período mais recente, Azevedo, Fonseca e Missio (2022) tem como objetivo analisar o regime de crescimento da economia brasileira entre 2000 e 2015, considerando de forma integrada as dinâmicas da distribuição pessoal (desigualdade) e funcional (lucros vs. salários) da renda. O estudo adota a Abordagem Agregativa e, para aferir as relações dinâmicas, recorre a um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), precedido de testes de raiz unitária para verificação da estacionariedade das séries. Os dados são provenientes de fontes oficiais, como o Sistema de Contas Nacionais (SCN) do IBGE, o IPEA e o Banco Mundial. Utilizando dados anuais, contrariando a dualidade apontada por estudos como Araújo e Gala (2012), os resultados econométricos de Azevedo, Fonseca e Missio (2022) indicam que, para o período em questão, a economia brasileira experimentou um processo de crescimento com características mais próximas de um regime *wage-led*, no qual aumentos na participação da massa salarial e reduções da desigualdade pessoal estiveram associados a uma expansão da demanda agregada.

Na mesma linha, Brito, Foguel e Kerstenetzky (2017) foca sua investigação em um instrumento específico de política distributiva, tendo como objetivo central estudar os efeitos do Salário Mínimo no nível de desigualdade de renda das famílias brasileiras. Embora inserido no debate mais amplo sobre distribuição e crescimento, o trabalho adota uma abordagem

metodológica distinta, pautada na decomposição matemática da renda nacional para isolar a contribuição direta e indireta do piso salarial. Utilizando dados anuais para o período 1995-2014 e seguindo uma abordagem estrutural, a análise estática de decomposição é aplicada a dados microeconômicos extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e de estatísticas do IBGE, sem, contudo, classificar o regime de crescimento.

O trabalho de Bruno e Caffé (2018) tem como objetivo central avaliar em que medida a deterioração da conjuntura macroeconômica brasileira a partir de 2014 pode ser atribuída a erros específicos de gestão de política econômica (como a descoordenação entre políticas fiscal e monetária) ou, alternativamente, a uma tentativa mais estrutural de instituir uma "nova matriz econômica" de inspiração desenvolvimentista ou novo-desenvolvimentista. Para testar essas hipóteses, o autor adota uma abordagem agregativa que busca identificar os canais de transmissão entre políticas, distribuição de renda e componentes da demanda. Com base em dados trimestrais para o período 1992-2012, o arcabouço econométrico empregado baseia-se no modelo *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL), precedido de testes de raiz unitária, metodologia escolhida por sua capacidade de analisar relações de cointegração e ajuste de curto prazo entre variáveis com possíveis ordens de integração distintas, permitindo assim uma avaliação robusta dos determinantes da crise, sem, no entanto, classificar o regime de crescimento.

Em outro trabalho, Feijó, Câmara e Cerqueira (2015) realiza uma investigação de cunho histórico-estrutural, cujo objetivo é identificar o regime de demanda que prevalecia na economia brasileira no período anterior à abertura comercial e financeira dos anos 1990, especificamente entre os anos de 1951 a 1989, marcadas pela aceleração do crescimento, da inflação e da desigualdade social. Operando dentro da tradição da Abordagem Agregativa, o trabalho utiliza dados anuais do IBGE para construir séries históricas dos componentes da demanda e da distribuição funcional da renda. A estratégia econométrica empregada é baseada no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) aplicado a equações estruturais derivadas do modelo kaleckiano, buscando estimar os parâmetros-chave que definem qual era o regime de crescimento naquele contexto específico de economia fechada e com alta inflação, encontrando evidências de um regime *profit-led*.

O estudo de Jesus, Araujo e Drumond (2018) empreende uma análise empírica de longo prazo com o objetivo central de investigar e classificar o regime de crescimento da economia brasileira como *wage-led* ou *profit-led* no período entre 1970 e 2008. Para capturar as interações dinâmicas e as relações de causalidade entre as variáveis macroeconômicas chave, como a participação dos lucros, o consumo, o investimento e o produto, o autor recorre a uma modelagem econométrica baseada em Vetores Autorregressivos (VAR). Utilizando a Abordagem Agregativa e dados anuais, a construção das séries históricas necessárias para a estimação fundamenta-se em dados consolidados de fontes oficiais brasileiras, notadamente o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e a Fundação Getúlio Vargas (FGV), encontrando evidências de um regime *profit-led*.

Em contraste com as abordagens econométricas, Morrone (2016) adota uma perspectiva Estruturalista e institucional para explorar os efeitos das políticas macroeconômicas implementadas no Brasil após 2000, com foco especial nas interações entre políticas fiscais, monetárias, de renda e cambiais. Utilizando dados anuais para o período 2000-2011 e a Abordagem Estrutural, o núcleo metodológico do trabalho é o Modelo Estruturalista, que permite ao autor analisar as mudanças de orientação política em diferentes subperíodos (como os governos Lula II, Dilma I e o início de Dilma II) e contrastar seus resultados em termos de crescimento, inflação e distribuição de renda. Esta abordagem possibilita uma avaliação processual e contextual das estratégias de política, identificando compatibilidades e contradições que modelaram a trajetória macroeconômica recente do país, sugerindo um regime levemente *profit-led*.

Na visão regional, o estudo de Campana et al. (2024) oferece uma perspectiva comparada e de longo prazo, ao apresentar uma análise das mudanças nos regimes de crescimento *demand-led* nos países do BRIC (Brasil, Rússia, Índia e China) no período subsequente à crise econômica global de 2007-2009. Utilizando dados anuais para o período 2001-2019 e a Abordagem Estrutural, o autor fundamenta sua investigação na decomposição dos determinantes da demanda agregada em cada país para identificar o perfil de sensibilidade aos salários e aos lucros. Em vez de um modelo econométrico dinâmico, o núcleo metodológico do trabalho reside em um método matemático de decomposição contábil, que permite isolar a contribuição das mudanças na distribuição funcional da renda, nos componentes autônomos da demanda e nos multiplicadores para explicar as trajetórias de crescimento observadas, oferecendo um diagnóstico estrutural da reconfiguração pós-crise, sem, contudo, classificar o regime de crescimento para o Brasil.

Quadro 1 – Resumo da literatura empírica

| Autor(es) | Método | Abordagem | Resultado | Período | Frequência |
|-------------------------------------|----------------|------------|---|-----------|------------|
| Teixeira, Missio e Dathein (2022) | VAR | Agregativa | <i>profit-squeeze</i> | 2000-2015 | Trimestral |
| | VEC | Estrutural | Consumo: <i>wage-led</i> ; Investimento: <i>profit-led</i> | | |
| Araújo e Gala (2012) | MQO | Estrutural | Interno: <i>wage-led</i> ; Externo: <i>profit-led</i> | 2002-2008 | Trimestral |
| Avritzer, Freitas e Braga (2021) | VAR | Agregativa | Curto Prazo: <i>wage-led</i> | 1952-2017 | Anual |
| Azevedo, Fonseca e Missio (2022) | VAR | Agregativa | <i>wage-led</i> | 2000-2015 | Anual |
| Brito, Foguel e Kerstenetzky (2017) | Decomposição | Estrutural | Sem classificação | 1995-2014 | Anual |
| Bruno e Caffè (2018) | ARDL | Agregativa | Sem classificação | 1992-2012 | Trimestral |
| Campana et al. (2024) | Decomposição | Estrutural | Sem classificação | 2001-2019 | Anual |
| Feijó, Câmara e Cerqueira (2015) | MQO | Agregativa | <i>profit-led</i> | 1951-1989 | Anual |
| Jesus, Araujo e Drumond (2018) | VAR | Agregativa | <i>profit-led</i> | 1970-2008 | Anual |
| Morrone (2016) | Estruturalista | Estrutural | Levemente <i>profit-led</i> | 2000-2011 | Anual |
| Tomio (2020) | MQO | Estrutural | <i>wage-led</i> | 1956-2008 | Anual |

Fonte: Elaborado pelo autor

3 ANÁLISE DE CONJUNTURA

A importância da conjuntura econômica na análise da distribuição funcional da renda reside precisamente em sua capacidade de revelar os mecanismos dinâmicos e contraditórios pelos quais o excedente econômico é apropriado e repartido entre capital e trabalho em um dado momento histórico. A análise conjuntural permite isolar e compreender como flutuações cíclicas, choques de política macroeconômica e mudanças na composição da demanda agregada tensionam e reconfiguram o poder de barganha relativo das classes sociais. A trajetória da participação dos salários na renda nacional pode ser vista como o resultado contingente de uma luta distributiva travada em um campo de batalha econômico cujas condições, como o grau de utilização da capacidade instalada, a taxa de desemprego, a abertura comercial, a taxa de inflação e a política de crédito, variam entre fases de expansão, estagnação e crise.

O período que se estende da década de 1940 ao final dos anos 1950 no Brasil constitui, segundo a literatura, um momento de reconfiguração estrutural da economia, marcado pela consolidação do modelo de industrialização por substituição de importações (ISI) como projeto nacional. Sob a égide do Estado Desenvolvimentista, que encontrou sua expressão máxima no segundo governo Vargas (1951-1954) e no Plano de Metas de Juscelino Kubitschek (1956-1960), a acumulação de capital foi redirecionada para a criação de uma base industrial interna. Esse processo, conforme análises histórico-estruturais, foi financiado e liderado por um massivo investimento público em setores estratégicos de infraestrutura energética (como a criação da Eletrobrás) e de bens de capital pesado, com destaque para a fundação da Petrobras em 1953. A constituição deste complexo industrial-estatal é frequentemente apontada como um fator que não apenas criou externalidades positivas para o setor privado, como também estabeleceu um núcleo de planejamento centralizado, cuja lógica de investimento era descolada da rentabilidade imediata e orientada para a superação de gargalos estruturais.

Paralelamente, a promulgação da Consolidação das Leis do Trabalho (CLT) em 1943 institucionalizou uma nova relação capital-trabalho no país, formalizando direitos e criando um piso salarial e de proteção social para uma fração crescente da classe trabalhadora urbana. Embora seu alcance inicial fosse limitado e seu caráter fosse marcadamente corporativista, argumenta-se que a CLT desempenhou um papel crucial na conformação de um mercado interno de consumo de massas, ainda que incipiente. Ao garantir uma parcela mínima de segurança econômica e poder de compra aos trabalhadores formais do setor industrial e de serviços, a legislação trabalhista teria criado as condições sociais para a absorção da produção da indústria de bens de consumo não duráveis, fechando, em certa medida, o circuito da acumulação doméstica. Assim, interpretações como a de Oreiro, Paula e Basilio (2010) sugerem que a dinâmica econômica do período foi impulsionada por uma dupla alavanca: de um lado, o investimento público em setores de base e infraestrutura, que expandiu a fronteira de possibilidades produtivas; de outro,

a regulação estatal das relações de trabalho, que teria moldado a distribuição funcional da renda a favor do trabalho assalariado formal e estimulou a demanda agregada, consolidando o mercado interno como âncora do processo de industrialização.

Conforme mostrado por Feijó, Câmara e Cerqueira (2015), a conjuntura de inflação persistente que caracterizou o Brasil deste período consolidou a Política de Controle Salarial como um instrumento recorrente de estabilização de preços, atuando diretamente sobre o custo unitário do trabalho. Sua análise empírica para o período de 1951 a 1989 sugere que tal dinâmica institucional respaldou um padrão de crescimento puxado pelo lucro, alinhado à interpretação kaleckiana e marxista da acumulação capitalista. Segundo seus resultados, o núcleo desta evidência reside na maior sensibilidade cíclica do Investimento em relação à renda agregada, quando comparada à do Consumo Privado, configurando uma trajetória em que a taxa de acumulação e a participação dos lucros na renda se retroalimentam, enquanto o componente salarial é sistematicamente reprimido como variável de ajuste macroeconômico.

O Plano de Metas do governo Juscelino Kubitschek (1956-1961) é geralmente considerado a aceleração programática do projeto nacional-desenvolvimentista. Conforme a análise de TAVARES (1972), este período representou o auge do processo de substituição de importações, operacionalizando uma estratégia dupla de internacionalização e industrialização da economia brasileira, conforme também destaca Tomio (2020). Esta estratégia se materializou por meio de uma abertura qualificada para o capital estrangeiro, particularmente o Investimento Externo Direto (IED), que foi canalizado de forma seletiva para setores considerados dinâmicos, como a indústria automotiva e de bens de consumo duráveis, ao mesmo tempo em que se expandia o crédito doméstico para financiar a demanda por esses novos bens. Para Tavares, este foi o momento de consolidação de uma industrialização dependente, na qual o capital estrangeiro assumia um papel central nos setores dinâmicos.

O Estado atuou como o grande indutor e coordenador do esforço de acumulação, promovendo um investimento maciço em infraestrutura com destaque para a malha rodoviária e o setor energético e na indústria pesada (bens de capital e insumos básicos), criando as condições de oferta e conectividade necessárias para a integração do território nacional e o funcionamento de um parque industrial mais complexo. Contudo, é amplamente reconhecido, e destacado por TAVARES (1972), que o modelo gerou uma contradição estrutural: a intensidade importadora do processo, dependente de maquinário, equipamentos e insumos intermediários não produzidos domesticamente, aprofundou o déficit comercial e desencadeou uma crise crônica no balanço de pagamentos, uma limitação intrínseca que a autora identifica como o gargalo externo da substituição de importações. Socialmente, o período foi marcado por uma urbanização acelerada, alimentada por fortes correntes migratórias e pela expansão do emprego industrial, mas, segundo a mesma análise, esta modernização não foi acompanhada por uma redistribuição substantiva da renda, sendo os ganhos de produtividade majoritariamente apropriados pelo capital. A concentração persistiu, pois a política salarial foi subordinada aos imperativos da acumulação e

da contenção inflacionária, consolidando um padrão de crescimento com elevada desigualdade funcional e pessoal que caracterizou, na visão de Tavares, todo o ciclo de industrialização pesada.

O chamado Milagre Econômico (1968-1973), durante o período do regime militar, consolidou o que TAVARES (1972) identificou como o auge do processo de substituição de importações no Brasil. Segundo sua análise estrutural, este foi um momento de industrialização acelerada sustentado por uma dupla dinâmica: a intensificação da repressão salarial e a supressão institucional do conflito distributivo, que canalizaram os ganhos de produtividade de forma quase exclusiva para a acumulação de capital. Esta compressão deliberada da massa salarial, implementada por uma legislação trabalhista coercitiva e pelo arrocho sobre o salário mínimo, restringiu severamente o consumo das classes trabalhadoras, ao mesmo tempo que a expansão do crédito ao consumo e a dinamização do mercado interno beneficiaram principalmente as camadas médias e altas urbanas. O espetacular crescimento foi sustentado por um binômio de investimentos: de um lado, o investimento público maciço em infraestrutura logística (rodovias, portos) e em indústrias de base (siderurgia, petroquímica), criando as condições gerais para a produção; de outro, um vigoroso investimento privado, estimulado por generosos incentivos fiscais, subsídios e crédito direcionado a taxas negativas. Para financiar esta aceleração, o regime promoveu uma diversificação das exportações, com maior participação de manufaturados, e recorreu a um endividamento externo massivo, configurando, nas palavras de Tavares, uma "internacionalização dependente" do parque industrial, na qual o endividamento externo servia tanto para cobrir os déficits comerciais crônicos quanto para importar os bens de capital necessários.

A consequência distributiva desse arranjo, conforme documentado por séries históricas de distribuição funcional, foi uma piora acentuada e sem precedentes na participação do trabalho na renda nacional, caracterizada pela compressão salarial, pelo crescimento absoluto e relativo da massa de lucros e por um aumento vertiginoso da concentração de renda. Como demonstra Araújo e Gala (2012), a análise das séries macroeconômicas para a década de 1970 indica que a taxa de investimento era decisivamente impulsionada pelas elevações das taxas de lucro, configurando uma evidência que sugere fortemente que o regime de crescimento brasileiro neste período era fundamentalmente do tipo *profit-led*, onde a acumulação se alimenta da própria redistribuição de renda em favor do capital. Essa dinâmica se encaixa na tipologia kaleckiana de regimes de crescimento, conforme discutida por Bhaduri e Marglin (1990).

A década de 1980, conhecida como a "década perdida" para a América Latina, representou um ponto de ruptura no padrão de desenvolvimento brasileiro. Conforme a análise estrutural de Carneiro (2002), este período foi desencadeado pela combinação dos choques do petróleo, da elevação abrupta das taxas de juros internacionais e pela subsequente crise da dívida externa, que mergulharam o país em uma crise de balanço de pagamentos de profundas proporções. Segundo o autor, este contexto gerou uma espiral viciosa de "estagnação com inflação alta", na qual a necessidade de gerar superávits comerciais para servir à dívida externa colidia com uma demanda interna já fragilizada. A erosão catastrófica do poder de compra, decorrente da

aceleração inflacionária rumo à hiperinflação e da recessão, resultou, nas palavras de Carneiro, em um "colapso da demanda efetiva", aniquilando o consumo das famílias e provocando um colapso generalizado do investimento. Tanto o investimento público estrangulado pela necessidade de gerar superávits primários para negociar a dívida quanto o privado foram paralisados pela incerteza macroeconômica, pela falta de poupança interna e pelo colapso do crédito, selando o fim do ciclo de industrialização pesada baseado na substituição de importações.

A imposição de um severo ajuste externo forçou a geração de superávits comerciais recorrentes, não por um boom exportador, mas principalmente através de uma contração recessiva das importações, já que a demanda doméstica deprimida reduziu drasticamente a necessidade por bens do exterior. Do ponto de vista distributivo, a alta inflação atuou como um imposto regressivo que corroeu massivamente os salários reais e os rendimentos fixos, agravando a concentração de renda. Contudo, o processo de redemocratização, iniciado em meados da década, permitiu alguns ganhos sociais emergentes, com a promulgação da Constituição de 1988 e a expansão inicial de políticas sociais, que criaram um contraponto, ainda que insuficiente, à devastação econômica. Conforme sintetiza Tomio (2020), este período foi marcado pela combinação perversa de alta inflação com a estagnação dos lucros, resultando em um crescimento lento e volátil da atividade econômica, que selou o fim do ciclo de industrialização pesada e inaugurou uma longa fase de busca por um novo padrão de estabilização e crescimento.

O processo de estabilização monetária e de inserção internacional na década de 1990, culminando no Plano Real (1994), inaugurou uma nova ordem macroeconômica que, segundo Carneiro (2002), foi fundada em um tripé liberalizante: o fim da hiperinflação via âncora cambial, a abertura comercial abrupta e um extenso programa de privatizações. A âncora cambial e a súbita estabilidade de preços desencadearam um boom inicial de consumo, alimentado pela combinação de uma moeda sobrevalorizada que barateou bens importados e pela expansão do crédito, criando uma ilusão passageira de bem-estar, que logo cederia a um doloroso ajuste de competitividade, conforme antecipava a análise crítica do período (CARNEIRO, 2002). Este novo regime implicou uma profunda reestruturação produtiva: o investimento público sofreu uma queda acentuada, restringido pelas novas prioridades fiscais ortodoxas, enquanto o investimento privado foi reorientado, menos para a expansão da capacidade e mais para a modernização tecnológica e a reestruturação patrimonial, em um esforço de sobrevivência ante a concorrência internacional.

Carneiro (2002) destaca que o câmbio valorizado, peça central do controle inflacionário, provocou um aumento abrupto das importações e colocou as exportações de manufaturados sob forte pressão competitiva, acelerando um processo de desindustrialização precoce e comprometendo o tecido produtivo nacional. A distribuição de renda experimentou uma melhora temporária decorrente do fim do imposto inflacionário, mas logo foi pressionada pelo aumento estrutural do desemprego e pela precarização do trabalho, consequências diretas da reestruturação industrial e da fragilização do setor manufatureiro. Em suma, a estabilização conquistada à custa do câmbio

valorizado e da abertura comercial gerou, na avaliação de (CARNEIRO, 2002), uma trajetória de baixo crescimento e vulnerabilidade externa.

Como analisa Araújo e Gala (2012), a partir de 1994 o padrão de evolução da acumulação e da lucratividade se altera radicalmente, destacando-se fases distintas. Em uma primeira fase de estagnação relativa, as taxas de lucro e de acumulação se desconectam: a lucratividade manteve uma trajetória de crescimento, enquanto a taxa de investimento permaneceu praticamente estagnada, resultando em um crescimento econômico muito instável e em patamares baixos um resultado que corrobora a tese de Carneiro sobre a fragilidade do modelo pós-Real. A terceira e última fase identificada por Araújo revela que essas duas variáveis voltam a apresentar trajetórias convergentes de expansão no período de retomada do crescimento. No entanto, foi a taxa de acumulação de capital fixo produtivo que passou a crescer de modo acelerado (média de 7,8% ao ano entre 2004-2008), enquanto a taxa de lucro já estava em uma trajetória ascendente desde 1999, com crescimento médio anual de 1,8%, o que sugere, para o autor, uma retomada do dinamismo, ainda que em bases macroeconômicas distintas das do período de industrialização e após a superação dos constrangimentos mais agudos da fase inicial da estabilização analisada por Carneiro (2002).

O período dos governos Lula e Dilma (2003-2014) representou uma conjuntura singular de expansão econômica e inclusão social, que Serrano e Summa (2015) interpretam como um ciclo de crescimento liderado pela demanda, sustentado pela confluência de fatores externos e internos. De acordo com os autores, o boom internacional de preços das commodities, ao proporcionar significativos ganhos de termos de troca, financiou a expansão de políticas sociais redistributivas e fortaleceu o mercado interno como motor principal do crescimento. A forte expansão do consumo, em um círculo virtuoso, foi alimentada pelo aumento vigoroso do emprego formal, pela massificação do crédito e pela consolidação de programas de transferência de renda, como o Bolsa Família, que elevaram o piso de renda das camadas mais pobres. No lado da oferta, a estratégia de investimento seguiu uma trajetória bifásica: inicialmente moderado, o investimento foi posteriormente estimulado por meio de um ambicioso Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), focado em infraestrutura, e por um crédito público abundante, canalizado pelo BNDES, visando superar gargalos e fomentar campeãs nacionais.

O setor externo foi marcado por superávits comerciais robustos, sustentados pela valorização das exportações primárias, enquanto as importações de manufaturados cresceram, reflexo do câmbio valorizado e da demanda aquecida. Esta configuração produziu uma melhora significativa e inédita na distribuição funcional da renda, com a participação do trabalho no produto nacional aumentando de forma consistente, impulsionada pela valorização real do salário mínimo, pela ampliação da formalização e pela expansão das transferências sociais. Como analisa Teixeira, Missio e Datheïn (2022), a fase de 2003 a 2013 combinou, de fato, o vento externo favorável dos preços das commodities com políticas domésticas ativas de elevação da renda dos mais pobres. Contudo, Serrano e Summa (2015) ressaltam que a própria natureza deste ciclo gerava uma

contradição: o crescimento era liderado principalmente pelo consumo, sem que o investimento privado desenvolvesse um dinamismo autônomo suficiente. Esta trajetória, que alguns analistas associam a um possível regime wage-led temporário ou condicionado, contrasta fortemente com o padrão histórico brasileiro. A análise de Serrano e Summa ajuda a explicar a ruptura subsequente: o esgotamento do impulso das commodities e a tentativa de manter a demanda via crédito e investimento público, sem uma contrapartida sustentada do investimento privado, levaram a um aumento da fragilidade macroeconômica. Contudo, a década seguinte testemunharia uma ruptura definitiva neste ciclo, com uma redução acentuada no investimento, que o autor associa, em suas determinações fundamentais, a uma queda na taxa de lucro, sinalizando os limites estruturais e a crescente fragilidade do modelo de crescimento baseado no consumo e na renda primária.

O ciclo de crise econômica e reformas estruturais iniciado em meados da década de 2010 representa, na avaliação de diversos estudos, um ponto de inflexão regressiva no padrão de desenvolvimento brasileiro, marcado por uma recessão profunda (2015-2016) e pela implementação de um programa de ajuste que priorizou reformas de cunho liberalizante. Conforme a análise de Condé (2023), este programa aprofundou uma trajetória de 'precarização estrutural do trabalho' que reconfigurou as instituições do mercado de trabalho em favor da flexibilidade e da acumulação capitalista. A crise desencadeou uma queda acentuada do consumo, dada a combinação de desemprego massivo, retração do crédito e erosão da renda, seguida por uma recuperação notadamente lenta, anêmica e profundamente desigual, incapaz de recompor os patamares anteriores de atividade para amplos segmentos da população. O investimento, tanto público quanto privado, permaneceu em patamares historicamente muito baixos, refém de uma ociosidade elevada da capacidade instalada, de um ambiente de incerteza política exacerbada e de uma política monetária que manteve juros reais estruturalmente altos, asfixiando os horizontes de longo prazo.

No setor externo, as exportações, impulsionadas por uma desvalorização cambial e pela demanda global, funcionaram como um amortecedor durante o ajuste, enquanto as importações sofreram uma contração abrupta, mais como reflexo da depressão da demanda doméstica do que de ganhos de competitividade. O desfecho distributivo desta conjuntura, segundo as evidências disponíveis, foi uma piora acentuada na distribuição funcional e pessoal da renda, consolidada pela persistência de um desemprego elevado, pela implementação de uma flexibilização trabalhista (Reforma de 2017) que fragilizou a negociação coletiva e precarizou as relações de trabalho, e por uma recuperação econômica que, quando ocorreu, foi desproporcionalmente focada na recomposição e expansão da massa de lucros, em detrimento da participação salarial. Essa tendência, à luz da tipologia pós-kaleckiana, aponta para a reemergência de um padrão de crescimento profit-led, agora em um contexto de baixo dinamismo e financeirização acentuada, conforme discutido na literatura internacional sobre estagnação secular e regimes de crescimento (LAVOIE, 2014).

4 ESTRUTURA FORMAL DO MODELO DE ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL

4.1 Abordagem Estrutural em Nível

O modelo formal que será utilizado nesta dissertação para investigar os regimes de demanda e acumulação está centrado no modelo de Bhaduri e Marglin (1990), amplamente difundido na literatura.

A nossa escolha se deve ao fato de que enquanto no modelo Kaleckiano clássico (KALECKI, 2013) o choque de aumento de *wage share* sempre leva a um aumento na demanda, temos que, no modelo de Bhaduri-Marglin, o efeito pode ter dupla interpretação para o regime de acumulação, bem como para o regime de demanda.

Assim, a questão principal é se o efeito positivo do *wage share* sobre o consumo, ou o efeito negativo do *profit-share* sobre os investimentos é maior. Em uma economia aberta, um efeito adicional negativo pode operar através do canal das exportações líquidas. Em termos gerais, temos a seguinte expressão de demanda:

$$y^d = c + i + g + nx \quad (4.1)$$

onde y^d é o PIB pela ótica da demanda, c é o consumo das famílias, i é o investimento agregado, nx as exportações líquidas, g o consumo do governo, sendo todas as rubricas aqui definidas em termos reais.

Na função consumo das famílias, a definição básica é que as rendas salariais e dos lucros estejam associadas com diferentes propensões a consumir. A premissa Kaleckiana e Marxiana usual é que a propensão marginal a poupar seja maior para as rendas de capital do que para o salário. Deste modo, o consumo é esperado ter uma relação positiva com o *wage-share*.

$$c = c(y, \omega, \mathbf{z}_c), \quad \frac{dc}{dy}, \frac{dc}{d\omega} > 0 \quad (4.2)$$

onde ω é o *wage share* e \mathbf{z}_c representa um vetor com todas as demais variáveis de controle.

A função padrão de investimento que usamos é a de Bhaduri-Marglin, sendo essa função da demanda e do *wage-share*. Seria razoável também definirmos como sendo função da taxa de juros de longo prazo ou de alguma medida do custo de capital (CHIRINKO, 1993). Assumimos que essa é capturada através de outras variáveis de controle, no vetor \mathbf{z}_i .

$$i = i(y, \omega, \mathbf{z}_i), \quad \frac{di}{dy} > 0, \frac{di}{d\omega} < 0 \quad (4.3)$$

As exportações líquidas, por sua vez, é função negativa da demanda doméstica, função positiva da demanda externa e irá depender negativamente do custo unitário do trabalho, ULC ,

que é um indicador da competitividade internacional. O *ULC* está intimamente relacionado com o *wage share*.

$$nx = nx(y, \omega, \mathbf{z}_{\mathbf{NX}}), \quad \frac{dnx}{dy}, \frac{dnx}{d\omega} < 0 \quad (4.4)$$

Os gastos do governo são considerados função do produto (devido ao efeito de estabilizador automático ou caráter pró-cíclico) e de variáveis exógenas.

$$g = g(y, \mathbf{z}_{\mathbf{G}}), \quad \frac{dg}{dy} \neq 0 \quad (4.5)$$

Considerando o equilíbrio no mercado de bens, onde a renda de equilíbrio é igual a demanda agregada, $y^* = y = y^D$, temos:

$$y^* = y(\omega, \mathbf{z}_{\mathbf{C}}, \mathbf{z}_{\mathbf{I}}, \mathbf{z}_{\mathbf{NX}}, \mathbf{z}_{\mathbf{G}}) \quad (4.6)$$

Diferenciando y^* com relação a ω e agrupando os termos, temos:

$$\frac{dy^*}{d\omega} = \frac{h_2}{1 - h_1} \quad (4.7)$$

onde $h_1 = \left(\frac{dc}{dy} + \frac{di}{dy} + \frac{dnx}{dy} + \frac{dg}{dy} \right)$ e $h_2 = \left(\frac{dc}{d\omega} + \frac{di}{d\omega} + \frac{dnx}{d\omega} \right)$.

O termo $1/(1 - h_1)$ na equação 4.7 é o multiplicador que, em contraste com os multiplicadores keynesianos usuais, inclui o efeito da mudança na demanda no investimento e precisa ser positivo para ser estável. O sinal da derivada total irá depender do sinal do numerador, h_2 , sendo esse a soma das derivadas parciais dos componentes do PIB com relação a distribuição funcional da renda.

Assim, a soma que define o termo h_2 é o excesso de demanda privada, ou seja, a variação na demanda causada pela variação na distribuição, dado um certo nível de renda. É impossível definir o sinal de h_2 , *a priori*, uma vez que por hipótese $dc/d\omega > 0$, $di/d\omega < 0$ e $dnx/d\omega < 0$. Portanto, a soma desses efeitos pode ser determinada empiricamente. Se o efeito total da variação do *wage share* sobre a demanda for positivo, $dy^*/d\omega > 0$, o regime de demanda é chamado *wage-led*. Se negativo for, *profit-led*.

4.2 Abordagem Estrutural em Termos de Taxa de Crescimento

A abordagem estrutural em nível é adequada para a utilização em métodos econométricos que preservem as séries temporais em nível. Todavia, nem sempre é possível utilizar essa abordagem, uma vez que as propriedades estatísticas de alguns estimadores exigem que a série temporais esteja em primeira diferença.

Assim, tendo em vista as limitações econométricas que são impostas, mostraremos aqui abaixo como pode ser desenvolvido um modelo formal para avaliar o efeito da distribuição sobre a taxa de crescimento econômico.

Utilizando o PIB pela ótica do dispêndio, aplicando o logaritmo na base neperiana e derivando com relação ao tempo, temos a seguinte equação:

$$\hat{y} = \left(\frac{c}{y}\right) \cdot \hat{c} + \left(\frac{g}{y}\right) \cdot \hat{g} + \left(\frac{i}{y}\right) \cdot \hat{i} + \left(\frac{nx}{y}\right) \cdot \hat{nx} \quad (4.8)$$

Tal como o efeito obtido em nível, podemos investigar a hipótese da distribuição funcional da renda afetar o crescimento econômico a partir do efeito que exerce sobre as taxas de crescimento das rubricas da demanda, de modo a formularmos a seguinte forma funcional:

$$\hat{c} = f_1(\Omega, \hat{y}, \mathbf{z}_c) \quad (4.9)$$

$$\hat{g} = f_2(\Omega, \hat{y}, \mathbf{z}_g) \quad (4.10)$$

$$\hat{i} = f_3(\Omega, \hat{y}, \mathbf{z}_i) \quad (4.11)$$

$$\hat{nx} = f_4(\Omega, \hat{y}, \hat{y}^*, \hat{q}, \mathbf{z}_{nx}) \quad (4.12)$$

onde \hat{c} , \hat{g} , \hat{i} , \hat{nx} são as respectivas taxas de crescimento do consumo das famílias, consumo do governo, investimento e exportações líquidas.

Supondo a relação linear, temos que a função consumo pode ser escrita como:

$$\hat{c} = \varphi_0 + \varphi_1 \cdot \hat{y} + \varphi_2 \cdot \Omega \quad (4.13)$$

De modo que:

$$\frac{d\hat{c}}{d\Omega} = \varphi_1 \cdot \frac{d\hat{y}}{d\Omega} + \varphi_2 \quad (4.14)$$

Alternativamente, se quisermos avaliar o efeito do diferencial de classes (capitalistas e trabalhadores), a função consumo pode ser modificada para a seguinte forma:

$$\hat{c} = f_5(\hat{w}, \hat{r}, \mathbf{z}_c) \quad (4.15)$$

Tendo os efeitos distributivos medidos como:

$$\hat{c} = \alpha_w \cdot \hat{w} + \alpha_r \cdot \hat{r} \quad (4.16)$$

$$\frac{d\hat{c}}{d\Omega} = \alpha_w \cdot \frac{d\hat{w}}{d\Omega} + \alpha_r \cdot \frac{d\hat{r}}{d\Omega} \quad (4.17)$$

Repare que agora o efeito sobre a taxa de crescimento do consumo é dado pelo efeito que a distribuição tem sobre os seus componentes (crescimento dos salários e crescimento dos lucros). É importante destacar que sobre a perspectiva Neo/Pós-kaleckiana, ao contrário da abordagem clássica e neokeynesiana que faz pleno uso da capacidade produtiva, torna-se possível ter crescimento simultâneo dos salários e dos lucros, através da elevação da capacidade produtiva. Todavia, isso é uma possibilidade e não uma certeza, uma vez que sendo o regime de crescimento ambíguo, há a possibilidade de $d\hat{r}/d\Omega < 0$.

Para a função investimento, temos como proposição a seguinte função linear:

$$\hat{i} \equiv \frac{I}{K} \equiv \beta_0 + \beta_1 \cdot \hat{y} + \beta_2 \cdot \Omega \quad (4.18)$$

De modo que:

$$\frac{d\hat{i}}{d\Omega} = \beta_1 \cdot \frac{d\hat{y}}{d\Omega} + \beta_2 \quad (4.19)$$

Na sequência, temos para as exportações líquidas a seguinte função linear:

$$\hat{n}x = \zeta_0 - \zeta_1 \cdot \hat{y} + \zeta_2 \cdot \hat{y}^* + \zeta_3 \cdot \hat{q} + \zeta_4 \cdot \Omega \quad (4.20)$$

De modo que:

$$\frac{d\hat{n}x}{d\Omega} = -\zeta_1 \cdot \frac{d\hat{y}}{d\Omega} + \zeta_4 \quad (4.21)$$

O efeito total da distribuição sobre a taxa de crescimento econômico pode ser obtida por:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = \frac{c}{y} \cdot \frac{d\hat{c}}{d\Omega} + \frac{i}{y} \cdot \frac{d\hat{i}}{d\Omega} + \frac{nx}{y} \cdot \frac{d\hat{n}x}{d\Omega} \quad (4.22)$$

podendo ser expresso como:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = \frac{1}{1-h_1} \cdot \left(\frac{c}{y} \cdot \varphi_2 + \frac{i}{y} \cdot \beta_2 + \frac{nx}{y} \cdot \zeta_4 \right) \quad (4.23)$$

onde

$$h_1 = \left(\frac{c}{y} \cdot \varphi_1 + \frac{i}{y} \cdot \beta_1 - \frac{nx}{y} \cdot \zeta_1 \right) \quad (4.24)$$

Se, por escolha, optarmos pelo uso da forma funcional alternativa para o consumo (decomposta por classes), temos:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = \frac{1}{1-h_2} \cdot \left[\frac{c}{y} \cdot \left(\alpha_w \cdot \frac{d\hat{w}}{d\Omega} + \alpha_r \cdot \frac{d\hat{r}}{d\Omega} \right) + \frac{i}{y} \cdot \beta_2 + \frac{nx}{y} \cdot \zeta_4 \right] \quad (4.25)$$

onde

$$h_2 = \left(\frac{i}{y} \cdot \beta_1 - \frac{nx}{y} \cdot \zeta_1 \right) \quad (4.26)$$

Em alguns casos, pode ser interessante a separação do efeito das exportações líquidas em termos de exportações e importações, de modo que:

$$\hat{n}x = \left(\frac{x}{nx} \right) \cdot \hat{x} - \left(\frac{m}{nx} \right) \cdot \hat{m} \quad (4.27)$$

Considerando o efeito da mudança na distribuição funcional da renda na participação relativa das exportações e importações nas exportações líquidas inicialmente irrelevante, temos que:

$$\frac{d\hat{n}x}{d\Omega} = \left(\frac{x}{nx} \right) \cdot \left(\frac{d\hat{x}}{d\Omega} \right) - \left(\frac{m}{nx} \right) \cdot \left(\frac{d\hat{m}}{d\Omega} \right) \quad (4.28)$$

Deste modo, separando os efeitos das exportações líquidas, temos que a equação 4.25 se torna:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = \frac{1}{1-h_2} \cdot \left[\frac{c}{y} \cdot \left(\alpha_w \cdot \frac{d\hat{w}}{d\Omega} + \alpha_r \cdot \frac{d\hat{r}}{d\Omega} \right) + \frac{i}{y} \cdot \frac{d\hat{i}}{d\Omega} + \frac{x}{y} \cdot \frac{d\hat{x}}{d\Omega} - \frac{m}{y} \cdot \frac{d\hat{m}}{d\Omega} \right] \quad (4.29)$$

5 METODOLOGIA EMPÍRICA

5.1 Dados

O presente estudo apoia-se em séries temporais de longa duração para analisar as relações entre crescimento econômico, setor externo e distribuição de renda no Brasil. Conforme detalhado no Quadro 2, as variáveis principais, todas com frequência anual para o período de 1947 a 2021, incluem: o Produto Interno Bruto (PIB, Y) e seus componentes pela ótica da demanda (Consumo das Famílias - C , Consumo Total - CG , Despesa do Governo - G , Investimento - I , Exportações - X , Importações - M e Exportações Líquidas - NX), a Massa Salarial (W), os Lucros Agregados (R), a participação dos salários na renda nacional (*wage-share*, nas versões ω e ω_2), a Taxa de Inflação, o grau de Abertura Comercial, a Taxa de Crescimento do Câmbio Real (\hat{q}) e variáveis de controle como Choque, Hiato do Produto e Regime SNA (*scn_regime*). As fontes e procedimentos metodológicos para sua construção e tratamento são detalhados a seguir.

O Produto Interno Bruto (PIB) é a medida agregada do valor de mercado de todos os bens e serviços finais produzidos em uma economia em determinado período. Em sua aferição pela ótica da demanda, o PIB é decomposto nos seguintes agregados: o Consumo Total (subdividido em consumo das famílias e consumo do governo), a Formação Bruta de Capital Fixo (investimento), e as Exportações e Importações de bens e serviços, cujo saldo compõe o resultado externo líquido. A variável CG refere-se ao Consumo Total ($C+G$). Houve uma quebra na série histórica das Contas Nacionais brasileiras ao longo dos anos, devido a transições de regime contábil. Esta quebra é controlada pela variável categórica *scn_regime*, com as seguintes fases: até 1989 utilizou-se a série "pre-1990 (encadeado)"; de 1990 a 1994, "1990-94 (NSCN/SNA93)"; de 1995 a 1999, "1995-99 (ref2000/SNA93)"; e a partir de 2000, "2000+ (ref2010/SNA2008)".

As séries históricas das Contas Nacionais brasileiras, abrangendo o PIB e seus componentes, foram obtidas do repositório Ipeadata. Este consolida e harmoniza dados primários oficiais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), responsável pelo Sistema de Contas Nacionais (SCN). Para garantir a consistência da análise de longo prazo, as séries nominais foram convertidas para valores reais, expressos em moeda constante de 2024, utilizando o deflator implícito do PIB. Este procedimento elimina os efeitos inflacionários e permite a comparação intertemporal dos volumes reais da atividade econômica. O PIB do resto do mundo (Y^*) foi aproximado pelo PIB dos Estados Unidos, utilizado como *proxy* e deflacionado para representar o produto mundial em taxa de crescimento.

Para avaliar a competitividade internacional da economia, foram construídas duas séries de Taxa de Crescimento da Taxa de Câmbio Real (\hat{q}), representando a variação média do período (\hat{q}_{Medio}) e a variação de fim de período (\hat{q}_{Final}). Este indicador mede a variação do preço relativo dos bens transacionáveis internos frente aos externos. A metodologia padrão foi aplicada,

partindo da fórmula fundamental:

$$\hat{q} = \hat{p}_f + \hat{e} - \hat{p} \quad (5.1)$$

onde \hat{q} é a taxa de crescimento da taxa de câmbio real, \hat{p}_f é a taxa de inflação externa (CPI - *Consumer Price Index*) com fonte em The U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS), \hat{e} é a taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal com fonte no IPEADATA, e \hat{p} é a taxa de inflação doméstica com fonte no IPC da FIPE.

O Grau de Abertura Comercial, indicador que mensura a importância relativa do comércio exterior, foi calculado como a razão entre a soma do valor das exportações e importações de bens e serviços e o PIB, todos em valores correntes. Seu cálculo é feito a partir de "X+M". A série resultante, expressa em percentual, traça a evolução da integração comercial do Brasil ao longo do tempo.

A análise da distribuição funcional da renda baseia-se na série histórica da *wage-share*, que captura a parcela da renda total apropriada pelo trabalho na forma de salários. A série primária, cobrindo o período até 2019, foi extraída da base sistematizada por Miebach e Marquetti (2022). Para os anos subsequentes, a série foi atualizada seguindo a mesma metodologia e fontes do IBGE, assegurando consistência. A Massa Salarial (W) foi derivada como o produto entre a *wage-share* (ω) e o PIB real (Y). Reconhecendo a dificuldade de alocar o rendimento misto (de trabalhadores autônomos e empresas familiares) entre trabalho e capital, são utilizadas duas medidas complementares: uma série abrangente (WS1 ou ω_1), que atribui todo o rendimento misto ao capital, fornecendo um piso para a participação salarial; e uma série focada (WS2 ou ω_2), que exclui o rendimento misto do cálculo, oferecendo um indicador mais estável para a análise de tendências de longo prazo na divisão entre trabalho assalariado e capital corporativo. Apesar de terem sido construídas as duas séries, os resultados econométricos posteriores ficaram mais condizentes apenas com a utilização da medida ω_2 . Os Lucros Agregados (R) são calculados a partir da diferença entre o PIB e a Massa Salarial, tendo, portanto, como fonte também o "SCN-IBGE".

A variável Choque é uma *dummy* (variável binária) construída pelo autor para capturar períodos de crise econômica internacional. Ela assume valor 1 para os seguintes intervalos: Oil shock (1973-75), Volcker shock / Latino-América debt (1979-82), Asian + Russia contagion (1997-99), US recession (2001), Global Financial Crisis (2007-09), Euro area crisis (2010-12) e COVID-19 (2020-21). O Hiato do Produto foi calculado aplicando-se o filtro Hodrick-Prescott (HP) ao logaritmo do PIB real (Y) para extrair sua tendência (Y^*), que representa o PIB Potencial. O hiato é então a diferença percentual entre o PIB observado e esta tendência $((Y - Y^*)/Y^*)$. Tanto a variável Choque quanto a Hiato têm como fonte "Elaborado pelo Autor".

Por fim, cabe uma nota sobre uma variável macroeconômica fundamental que, no entanto, não será integrada a esta análise: a taxa de juros. Apesar de seu papel central na alocação de recursos e na dinâmica do investimento, a escassez de séries longas, consistentes e diretamente comparáveis para todo o período em estudo impede sua incorporação sistemática ao modelo.

Esta limitação é reconhecida, e suas implicações serão consideradas na discussão dos resultados.

Quadro 2 – Dados das Variáveis Básicas da Tabela 1

| Dado | Variável | Fonte | Frequência | Período |
|-------------------------------|-------------------|----------------------|-------------------|----------------|
| Produto Interno Bruto | Y | SCN-IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Consumo das Famílias | C | SCN-IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Consumo Total | CG | SCN-IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Despesa do Governo | G | SCN-IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Investimento | I | SCN-IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Exportações | X | SCN-IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Importações | M | SCN-IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Exportações Líquidas | NX | X-M | Anual | 1947 a 2021 |
| PIB do resto do Mundo | Y* | Elaborado pelo Autor | Anual | 1947 a 2021 |
| Massa Salarial | W | SCN-IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Lucros Agregados | R | SCN-IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Wage-share | ω | Marquetti e IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Wage-share (alternativa) | ω_2 | Marquetti e IBGE | Anual | 1947 a 2021 |
| Taxa de Inflação | Inflação | FIPE | Anual | 1947 a 2021 |
| Abertura Comercial | Abertura | X+M | Anual | 1947 a 2021 |
| Taxa de Crescimento do Câmbio | \hat{q}_{Final} | Elaborado pelo Autor | Anual | 1947 a 2021 |
| Taxa de Crescimento do Câmbio | \hat{q}_{Medio} | Elaborado pelo Autor | Anual | 1947 a 2021 |
| Choque | Choque | Elaborado pelo Autor | Anual | 1947 a 2021 |
| Hiato do Produto | Hiato | Elaborado pelo Autor | Anual | 1947 a 2021 |
| Regime SNA | scn_regime | Elaborado pelo Autor | Anual | 1947 a 2021 |

Fonte: Elaborado pelo autor

5.2 Estimador de Momentos Generalizados (GMM)

Nesta seção apresenta-se o estimador de Momentos Generalizados (GMM) em notação matricial padronizada. A exposição segue de perto a formulação original de (HANSEN, 1982), bem como o tratamento sistemático em (MÁTYÁS, 1999) e em referências aplicadas sobre GMM em R. Adota-se a convenção usual de que letras minúsculas denotam escalares, letras minúsculas em negrito vetores coluna (por exemplo, \mathbf{x}_t) e letras maiúsculas matrizes (por exemplo, W_n e S). O operador $E[\cdot]$ representa valor esperado, enquanto $g_n(\theta)$ denota o vetor de momentos amostrais. Sempre que necessário, subíndices como $\mathbf{0}_q$ indicam a dimensão do vetor nulo correspondente. Essa padronização notacional permite conectar diretamente a derivação teórica desenvolvida aqui com os resultados assintóticos e os procedimentos de inferência discutidos na literatura de GMM.

O método dos Momentos Generalizados (GMM), introduzido por (HANSEN, 1982), é um estimador do tipo M que exige apenas a especificação de um conjunto de condições de momento que o modelo deve satisfazer, sem necessidade de conhecer a distribuição completa

Tabela 1 – Estatística Descritiva das Séries Utilizadas

| Variable | n | Min | q ₁ | \tilde{x} | \bar{x} | q ₃ | Max | s | IQR | #NA |
|-----------------------|----|---------|----------------|-------------|-----------|----------------|---------|-------|-------|-----|
| Data | 75 | 1947.00 | 1965.50 | 1984.00 | 1984.00 | 2002.50 | 2021.00 | 21.79 | 37.00 | 0 |
| Abertura | 75 | 0.11 | 0.15 | 0.18 | 0.20 | 0.24 | 0.38 | 0.06 | 0.10 | 0 |
| Wage Share | 75 | 0.37 | 0.44 | 0.47 | 0.46 | 0.49 | 0.53 | 0.04 | 0.05 | 0 |
| Inflação | 75 | -0.02 | 0.06 | 0.23 | 1.55 | 0.54 | 24.91 | 4.23 | 0.48 | 0 |
| \hat{q} - Final | 75 | -3.27 | -0.11 | 0.01 | 0.07 | 0.15 | 7.00 | 1.03 | 0.27 | 0 |
| \hat{q} - Médio | 75 | -6.52 | -0.08 | 0.00 | 0.06 | 0.12 | 9.41 | 1.81 | 0.21 | 0 |
| Wage Share 2 | 75 | 0.42 | 0.53 | 0.55 | 0.54 | 0.58 | 0.64 | 0.05 | 0.05 | 0 |
| ln(CG) | 75 | 12.81 | 13.93 | 15.08 | 14.82 | 15.58 | 16.01 | 0.97 | 1.66 | 0 |
| ln(Y) | 75 | 12.96 | 14.14 | 15.33 | 15.03 | 15.79 | 16.20 | 0.99 | 1.65 | 0 |
| ln(Y*) | 75 | 7.69 | 8.44 | 9.01 | 8.97 | 9.59 | 9.98 | 0.68 | 1.15 | 0 |
| ln(C) | 75 | 12.69 | 13.79 | 14.93 | 14.62 | 15.31 | 15.74 | 0.93 | 1.53 | 0 |
| ln(G) | 75 | 10.64 | 11.93 | 13.00 | 13.05 | 14.15 | 14.56 | 1.21 | 2.22 | 0 |
| ln(I) | 75 | 10.99 | 12.31 | 13.80 | 13.32 | 14.09 | 14.63 | 1.09 | 1.78 | 0 |
| ln(X) | 75 | 10.63 | 11.47 | 12.96 | 12.64 | 13.84 | 14.53 | 1.22 | 2.37 | 0 |
| ln(M) | 75 | 10.47 | 11.45 | 12.88 | 12.65 | 13.77 | 14.50 | 1.20 | 2.32 | 0 |
| ln(NX) | 32 | -Inf | 9.18 | 11.02 | -Inf | 11.85 | 13.39 | NaN | 2.67 | 43 |
| ln(W) | 75 | 12.42 | 13.61 | 14.64 | 14.41 | 15.16 | 15.63 | 0.98 | 1.55 | 0 |
| ln(R) | 75 | 12.40 | 13.50 | 14.77 | 14.40 | 15.18 | 15.56 | 0.96 | 1.68 | 0 |
| C/Y | 75 | 0.57 | 0.62 | 0.68 | 0.67 | 0.71 | 0.77 | 0.05 | 0.09 | 0 |
| CG/Y | 75 | 0.70 | 0.79 | 0.81 | 0.81 | 0.84 | 0.88 | 0.03 | 0.05 | 0 |
| $\Delta \ln(C)$ | 74 | -0.10 | 0.02 | 0.04 | 0.04 | 0.08 | 0.14 | 0.05 | 0.06 | 1 |
| $\Delta \ln(CG)$ | 74 | -0.07 | 0.01 | 0.04 | 0.04 | 0.07 | 0.14 | 0.05 | 0.06 | 1 |
| $\Delta \ln(W)$ | 74 | -0.15 | 0.01 | 0.04 | 0.04 | 0.08 | 0.20 | 0.06 | 0.07 | 1 |
| $\Delta \ln(R)$ | 74 | -0.17 | 0.01 | 0.05 | 0.04 | 0.09 | 0.17 | 0.06 | 0.08 | 1 |
| $\Delta \ln(I)$ | 74 | -0.48 | -0.01 | 0.06 | 0.05 | 0.12 | 0.24 | 0.11 | 0.13 | 1 |
| $\Delta \ln(Y)$ | 74 | -0.04 | 0.01 | 0.05 | 0.04 | 0.07 | 0.13 | 0.04 | 0.06 | 1 |
| $\Delta \ln(Y^*)$ | 74 | -0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.04 | 0.08 | 0.02 | 0.02 | 1 |
| $\Delta \ln(X)$ | 74 | -0.91 | -0.04 | 0.07 | 0.05 | 0.16 | 0.41 | 0.19 | 0.20 | 1 |
| $\Delta \ln(M)$ | 74 | -0.52 | -0.05 | 0.07 | 0.05 | 0.14 | 0.46 | 0.17 | 0.19 | 1 |
| Δ Wage Share 2 | 74 | -0.07 | -0.02 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.08 | 0.03 | 0.03 | 1 |
| C/R | 75 | 1.07 | 1.16 | 1.24 | 1.24 | 1.33 | 1.41 | 0.09 | 0.18 | 0 |
| C/W | 75 | 0.90 | 1.12 | 1.19 | 1.24 | 1.31 | 1.66 | 0.17 | 0.19 | 0 |
| G/Y | 75 | 0.08 | 0.11 | 0.12 | 0.14 | 0.19 | 0.21 | 0.04 | 0.08 | 0 |
| I/Y | 75 | 0.13 | 0.16 | 0.18 | 0.18 | 0.20 | 0.29 | 0.03 | 0.05 | 0 |
| X/Y | 75 | 0.05 | 0.07 | 0.09 | 0.10 | 0.12 | 0.21 | 0.03 | 0.05 | 0 |
| M/Y | 75 | 0.05 | 0.07 | 0.09 | 0.10 | 0.12 | 0.19 | 0.03 | 0.05 | 0 |
| NX/Y | 75 | -0.06 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.14 | 0.03 | 0.02 | 0 |
| Choque | 75 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.25 | 0.50 | 1.00 | 0.44 | 0.50 | 0 |
| Hiato | 75 | -7.98 | -2.07 | 0.00 | 0.06 | 2.71 | 8.51 | 3.60 | 4.78 | 0 |

dos erros. Diversos estimadores tradicionais, como MQO, variáveis instrumentais (VI) e máxima verossimilhança (ML), podem ser vistos como casos particulares de GMM.

5.2.1 Condições de momento e definição do estimador

Considere um vetor de parâmetros $\theta \in R^k$ a ser estimado a partir de uma amostra $\{w_t\}_{t=1}^n$, em que w_t agrega as variáveis observadas relevantes (por exemplo, $w_t = (y_t, \mathbf{x}_t, \mathbf{z}_t)$). A formulação GMM parte de um vetor de funções de momento $m(w_t, \theta) \in R^q$ tal que

$$E[m(w_t, \theta_0)] = \mathbf{0}_q, \quad (5.2)$$

onde θ_0 é o verdadeiro valor do parâmetro e $q \geq k$. A analogia amostral é dada por

$$g_n(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n m(w_t, \theta). \quad (5.3)$$

Dado um peso simétrico e definido positivo W_n de dimensão $q \times q$, define-se a função critério

$$Q_n(\theta) = g_n(\theta)' W_n g_n(\theta). \quad (5.4)$$

O estimador GMM é então

$$\hat{\theta}_n = \arg \min_{\theta \in \Theta} Q_n(\theta), \quad (5.5)$$

onde Θ é o conjunto paramétrico admissível. Se $q = k$, o modelo é exatamente identificado e existe (sob condições regulares) uma solução única para $g_n(\theta) = 0$. Se $q > k$, o modelo é sobre-identificado e o GMM escolhe, entre todas as soluções possíveis para as condições de momento, aquela que minimiza (5.4).

Sob condições de regularidade, se $W_n \xrightarrow{p} W$ (simétrico e definido positivo), o estimador GMM é consistente para θ_0 . A escolha eficiente de W é

$$W = S^{-1}, \quad S = \lim_{n \rightarrow \infty} (\sqrt{n} g_n(\theta_0)), \quad (5.6)$$

sendo S a matriz de covariância de longo prazo (ou espectro na frequência zero) do vetor de momentos. O GMM com $W = S^{-1}$ é chamado *GMM eficiente*. Na prática, utiliza-se frequentemente um esquema em duas etapas: (i) um GMM inicial com matriz de pesos simples, como $W_n = I_q$, produz um estimador preliminar $\tilde{\theta}_n$; (ii) a partir de $\tilde{\theta}_n$, estima-se S e implementa-se o GMM eficiente com $W_n = \hat{S}^{-1}$.

5.2.2 Endogeneidade, instrumentos e GMM

Um caso central na econometria aplicada é o modelo de regressão linear:

$$y_t = \mathbf{x}_t' \beta + u_t, \quad (5.7)$$

em que alguns regressores em \mathbf{x}_t podem ser endógenos, $E(\mathbf{x}_t u_t) \neq \mathbf{0}$. Suponha-se a existência de um vetor de instrumentos \mathbf{z}_t tal que

$$E(\mathbf{z}_t u_t) = \mathbf{0}, \quad (E(\mathbf{z}_t \mathbf{x}_t')) = k. \quad (5.8)$$

As funções de momento podem ser escritas como

$$m(w_t, \beta) = \mathbf{z}_t (y_t - \mathbf{x}_t' \beta), \quad (5.9)$$

de modo que $E[m(w_t, \beta_0)] = \mathbf{0}$ expressa as restrições de ortogonalidade entre o erro estrutural e o espaço gerado pelos instrumentos. O estimador VI/MQ2E surge como caso particular em que W_n é escolhido de forma específica; o GMM fornece uma formulação unificada que permite, em princípio, extrair toda a informação contida nesse conjunto de instrumentos.

5.2.3 Distribuição assintótica, matriz HAC e testes de hipóteses

Sob hipóteses usuais (identificação, regularidade das derivadas e leis dos grandes números/teoremas centrais para $m(w_t, \theta)$), o GMM eficiente é assintoticamente normal:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta_0) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(\mathbf{0}_k, V), \quad (5.10)$$

com

$$V = (D'WD)^{-1}D'WSWD(D'WD)^{-1}, \quad (5.11)$$

onde $D = E[\partial m(w_t, \theta_0)/\partial \theta']$ é a matriz jacobiana das condições de momento. Para o GMM eficiente, com $W = S^{-1}$, a variância assintótica simplifica para

$$V_{\text{eff}} = (D'S^{-1}D)^{-1}. \quad (5.12)$$

Em modelos de séries temporais e em presença de heterocedasticidade, a matriz S envolve covariâncias contemporâneas e defasadas de $m(w_t, \theta_0)$. Para obter inferência robusta a heterocedasticidade e autocorrelação de ordem desconhecida, utiliza-se um estimador do tipo *HAC* (*heteroskedasticity and autocorrelation consistent*), como o de (NEWKEY; WEST, 1987). Em notação genérica,

$$\hat{S}_{\text{HAC}} = \hat{\Gamma}_0 + \sum_{j=1}^L k\left(\frac{j}{L+1}\right) (\hat{\Gamma}_j + \hat{\Gamma}_j'), \quad (5.13)$$

onde L é o número máximo de defasagens (*bandwidth*), $k(\cdot)$ é uma função peso (kernel) e

$$\hat{\Gamma}_j = \frac{1}{n} \sum_{t=j+1}^n \hat{m}_t \hat{m}_{t-j}', \quad \hat{m}_t = m(w_t, \hat{\theta}_n). \quad (5.14)$$

Substituindo S por \hat{S}_{HAC} na construção de \hat{V} e da matriz de pesos eficiente $W_n = \hat{S}_{\text{HAC}}^{-1}$, obtêm-se erros-padrão, testes e intervalos de confiança robustos a violações de homocedasticidade e independência serial.

Para hipóteses lineares da forma

$$H_0 : R\theta = r, \quad R \in R^{q_0 \times k}, \quad (5.15)$$

o teste de Wald é

$$W = (R\hat{\theta}_n - r)'(R\hat{V}R')^{-1}(R\hat{\theta}_n - r) \xrightarrow{d} \chi_{q_0}^2, \quad (5.16)$$

sob H_0 , em que \hat{V} incorpora a correção HAC.

5.2.4 Teste J de Hansen para sobre-identificação

No caso sobre-identificado ($q > k$), é possível testar a validade conjunta das condições de momento (e, portanto, dos instrumentos) por meio do teste de Hansen, ou teste J . Seja

$$J_n = n g_n(\hat{\theta}_n)' W_n g_n(\hat{\theta}_n), \quad (5.17)$$

onde W_n é a matriz de pesos utilizada na etapa final (tipicamente $\hat{S}_{\text{HAC}}^{-1}$). Sob a hipótese nula de que todas as condições de momento são corretamente especificadas,

$$J_n \xrightarrow{d} \chi_{q-k}^2. \quad (5.18)$$

Um valor elevado de J_n (e baixo p -valor) indica rejeição da hipótese de que os instrumentos são conjuntamente válidos ou de que alguma condição de momento foi mal especificada. Em modelos exatamente identificados ($q = k$), J_n não possui graus de liberdade residuais e, portanto, não é informativo.

5.2.5 Vantagens e limitações do GMM

O GMM apresenta três vantagens centrais: (i) flexibilidade, pois qualquer conjunto de condições de momento teoricamente fundamentadas pode ser utilizado; (ii) tratamento sistemático da endogeneidade via instrumentos, unificando MQ2E e VI; e (iii) possibilidade de inferência robusta por meio de matrizes de covariância HAC, sem impor forma paramétrica específica para a dinâmica dos erros.

Por outro lado, as propriedades em amostras finitas são sensíveis à escolha e ao número de instrumentos e ao desenho das condições de momento: instrumentos fracos ou em excesso podem gerar estimativas viesadas, grande variância e testes mal calibrados. Além disso, diferentes escolhas de kernel e *bandwidth* na construção de \hat{S}_{HAC} podem alterar a precisão dos erros-padrão. Em síntese, o GMM é particularmente adequado quando há endogeneidade e um conjunto sólido de restrições de momento, mas requer cuidado na seleção de instrumentos, na especificação das condições de momento e na implementação da correção HAC.

No contexto desta dissertação, as equações empíricas de consumo e investimento se enquadram precisamente nesse tipo de problema. Na função de consumo, em que o consumo agregado é especificado como função de salários e lucros, choques na demanda agregada e na distribuição funcional da renda tendem a afetar simultaneamente a variável dependente (consumo) e seus determinantes, de modo que o termo de erro da equação incorpora componentes correlacionados com salários e lucros observados. De forma análoga, nas equações de investimento que incluem um efeito distributivo (via participação dos lucros ou da renda do capital) e um efeito acelerador (via produto ou utilização da capacidade), choques de rentabilidade, expectativas e condições de demanda afetam ao mesmo tempo o investimento e os regressores, violando a hipótese de exogeneidade estrita. Sob essa perspectiva, as especificações econométricas estudadas nesta dissertação são naturalmente interpretadas como equações estruturais sujeitas a endogeneidade, para as quais a abordagem GMM, com instrumentos apropriados, constitui uma estratégia metodológica compatível com o modelo teórico e adequada para fins de inferência

6 ANÁLISE DE RESULTADOS

6.1 Testes de Raiz Unitária

Esta seção descreve três testes comumente utilizados para investigar a presença de raiz unitária em séries temporais: o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste Phillips-Perron (PP) e o teste KPSS. Os dois primeiros têm como hipótese nula a existência de raiz unitária, enquanto o último testa a hipótese nula de estacionariedade.

6.1.1 Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste ADF é uma extensão do teste Dickey-Fuller que incorpora termos defasados da variável dependente para controlar a correlação serial nos resíduos (ENDERS, 2014). Considere o seguinte modelo geral, que inclui intercepto e tendência linear:

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (6.1)$$

onde y_t é a série em análise, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, a_0 é o intercepto, t é uma tendência temporal linear, γ é o coeficiente associado ao nível defasado y_{t-1} , e β_i são os coeficientes dos termos defasados em diferença. O número de defasagens $p - 1$ é escolhido para garantir que os resíduos ε_t sejam ruído branco. A hipótese nula de raiz unitária é $H_0 : \gamma = 0$, enquanto a hipótese alternativa é a de estacionariedade, podendo ser em torno de uma média ou de uma tendência determinística, conforme a especificação adotada, isto é, $H_1 : \gamma < 0$.

A estatística do teste é a razão-t usual para o estimador de γ , denotada por τ . Sob a hipótese nula, essa estatística não segue a distribuição t de Student, mas sim uma distribuição não padrão (Dickey-Fuller). Valores críticos são tabulados para três especificações: sem intercepto nem tendência (τ), com intercepto (τ_μ) e com intercepto e tendência (τ_τ). A decisão de rejeitar ou não a hipótese nula é tomada comparando a estatística calculada com os valores críticos apropriados (ENDERS, 2014).

A escolha do número de defasagens $p - 1$ é crucial. Critérios como o Critério de Informação de Akaike (AIC) ou o Critério de Informação Bayesiano (BIC) podem ser empregados. Alternativamente, procedimentos sequenciais baseados na significância estatística das defasagens podem ser utilizados, com o objetivo de eliminar autocorrelação residual nos erros, garantindo a validade do teste.

6.1.2 Teste Phillips-Perron (PP)

O teste Phillips-Perron (1988) modifica as estatísticas do teste Dickey-Fuller para acomodar correlação serial e heterocedasticidade nos resíduos sem a necessidade de incluir explicitamente termos defasados em diferença (ENDERS, 2014). O modelo base é:

$$y_t = \mu + \beta(t - T/2) + \alpha y_{t-1} + u_t, \quad (6.2)$$

onde T é o número total de observações e u_t é um termo de erro que pode ser serialmente correlacionado e heterocedástico. A centralização do termo de tendência temporal é utilizada como uma normalização que reduz a colinearidade entre os regressores determinísticos. A hipótese nula é $H_0 : \alpha = 1$ (raiz unitária), e a alternativa é $H_1 : |\alpha| < 1$ (estacionariedade).

As estatísticas de teste PP são modificações das estatísticas Dickey-Fuller t_α , t_μ e t_β . Essas estatísticas ajustam as distribuições assintóticas do teste Dickey-Fuller por meio de estimativas não paramétricas da variância de longo prazo dos resíduos, permitindo correção para correlação serial e heterocedasticidade. Elas são calculadas como:

$$Z(t_\alpha) = \left(\frac{S}{\sigma_{T\omega}} \right) t_\alpha - \left(\frac{T^3}{4\sqrt{3}D^{1/2}\sigma_{T\omega}} \right) (\sigma_{T\omega}^2 - S^2), \quad (6.3)$$

$$Z(t_\mu) = \left(\frac{S}{\sigma_{T\omega}} \right) t_\mu - \left(\frac{T^3}{24D^{1/2}E_s\sigma_{T\omega}} \right) (\sigma_{T\omega}^2 - S^2)(T^{-3/2} \sum y_{t-1}), \quad (6.4)$$

$$\begin{aligned} Z(t_\beta) &= \left(\frac{S}{\sigma_{T\omega}} \right) t_\beta \\ &\quad - \left(\frac{T^3}{2D^{1/2}E\sigma_{T\omega}} \right) (T^{-2} \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2)^{1/2} \\ &\quad \times (\sigma_{T\omega}^2 - S^2) \left(0.5T^{-3/2} \sum y_{t-1} - T^{-5/2} \sum y_{t-1} \right), \end{aligned} \quad (6.5)$$

onde S^2 é o erro padrão da regressão, $\sigma_{T\omega}^2$ é um estimador da variância de longo prazo dos resíduos, D é o determinante da matriz de regressores, E_s e E são funções dos regressores, e \bar{y}_{-1} é a média dos y_{t-1} . Os valores críticos são os mesmos do teste Dickey-Fuller (ENDERS, 2014).

O teste PP é particularmente útil quando se suspeita que o termo de erro segue um processo de média móvel. No entanto, em amostras finitas, o teste pode apresentar distorções se houver correlação serial negativa forte (ENDERS, 2014).

6.1.3 Teste KPSS

Enquanto os testes ADF e PP têm como hipótese nula a existência de raiz unitária, o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, 1992) tem como hipótese nula a estacionariedade

(ou estacionariedade em torno de uma tendência). Isso o torna um complemento útil aos testes anteriores, permitindo uma análise mais robusta (BROOKS, 2019).

O teste KPSS considera a decomposição da série y_t em três componentes: uma tendência determinística ξt , um passeio aleatório r_t e um erro estacionário ε_t :

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t, \quad (6.6)$$

onde $r_t = r_{t-1} + u_t$, com $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$. A hipótese nula de estacionariedade é equivalente a $\sigma_u^2 = 0$, o que implica que r_t é constante. A hipótese alternativa é $\sigma_u^2 > 0$, indicando a presença de uma raiz unitária.

A estatística do teste KPSS é construída a partir dos resíduos da regressão de y_t contra uma constante (para testar estacionariedade em nível) ou contra uma constante e uma tendência (para testar estacionariedade em torno de uma tendência). Seja $\hat{\varepsilon}_t$ os resíduos dessa regressão. A soma acumulada dos resíduos é definida como:

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_j, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (6.7)$$

A estatística KPSS é então:

$$\eta = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}^2}, \quad (6.8)$$

onde $\hat{\sigma}^2$ é um estimador da variância de longo prazo de $\hat{\varepsilon}_t$. Sob a hipótese nula de estacionariedade, a estatística η converge para uma distribuição funcional baseada em movimento Browniano, e valores elevados de η levam à rejeição da hipótese nula (BROOKS, 2019).

O teste KPSS é frequentemente utilizado em conjunto com os testes ADF ou PP. Se, por exemplo, ambos ADF e KPSS não rejeitam suas respectivas hipóteses nulas, isso pode indicar que a série é estacionária com quebra estrutural, o que não é detectado pelo ADF. Por outro lado, se o teste ADF rejeita a hipótese de raiz unitária enquanto o teste KPSS também rejeita a hipótese de estacionariedade, há evidência conflitante, possivelmente associada à presença de quebras estruturais, especificação inadequada dos termos determinísticos ou baixo poder dos testes.

A escolha do teste de raiz unitária deve levar em conta as características da série em análise. O teste ADF é amplamente utilizado, mas requer a correta especificação do número de defasagens. O teste PP é robusto à correlação serial e heterocedasticidade, mas pode ter baixo poder em amostras pequenas. O teste KPSS, por ter como hipótese nula a estacionariedade, serve como um contraponto útil. Em aplicações práticas, é recomendável aplicar mais de um teste para obter evidências mais robustas sobre a ordem de integração da série.

6.1.4 Análise de Estacionariedade e Ordem de Integração

O objetivo central desta seção empírica é determinar a ordem de integração das séries temporais utilizadas na análise. Esta etapa não é um fim em si mesma, mas um pré-requisito metodológico crucial para a estratégia econométrica adotada. A investigação sobre a presença de raiz unitária visa avaliar se as séries podem ser utilizadas em sua forma nível ou se requerem transformação (como a primeira diferença) para se tornarem estacionárias. Esta verificação é fundamental para garantir a validade do estimador GMM de sistema, que será empregado nas estimações subsequentes. Estimadores de momentos, como o GMM, baseiam-se em condições de momento válidas e na estacionariedade das séries para assegurar consistência e inferência correta. A presença de tendências estocásticas (raízes unitárias) pode gerar relações espúrias e violar os pressupostos necessários para a convergência do estimador.

Os testes foram conduzidos de forma sistemática para cada série. O procedimento empírico adotado seguiu as seguintes etapas: (i) aplicação dos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) cuja hipótese nula (H_0) é a existência de raiz unitária e do teste KPSS cuja H_0 é a estacionariedade da série; (ii) todos os testes foram especificados incluindo um intercepto, a fim de capturar possíveis desvios em torno de uma média não nula; (iii) inicialmente, as séries foram analisadas em seu nível logarítmico (ex.: $\ln(Y)$, $\ln(C)$); (iv) para as séries que apresentaram indícios de não estacionariedade em nível, os mesmos testes foram reaplicados em suas primeiras diferenças (ex.: $\Delta \ln(Y)$); (v) a decisão final sobre a ordem de integração foi baseada na evidência conjunta fornecida pelos três testes (ADF, PP e KPSS), evitando-se conclusões a partir de um único resultado.

A lógica de interpretação conjunta é direta e busca robustez, dada a conhecida baixa potência de testes como o ADF e o PP contra a hipótese alternativa de estacionariedade. Assim: (a) se tanto o ADF quanto o PP não rejeitam sua H_0 de raiz unitária e o teste KPSS rejeita sua H_0 de estacionariedade, temos forte evidência conjunta de que a série é não estacionária; (b) reciprocamente, se o ADF e/ou o PP rejeitam a raiz unitária e o KPSS não rejeita a estacionariedade, a evidência aponta para a estacionariedade da série. Esta abordagem justifica a coluna "Conclusão (KPSS)" na Tabela 2, que sintetiza o veredito final baseado nessa triangulação de evidências.

A análise agregada dos resultados apresentados na Tabela 2 revela padrões claros conforme a natureza das séries: Variáveis macroeconômicas em logaritmo (nível): As principais séries em nível, como o logaritmo do Produto (Y), Consumo (C), Investimento (I), Exportações (X) e Importações (M), apresentam um perfil uniforme. Os testes ADF e PP, em sua maioria, não rejeitam a hipótese de raiz unitária (ou a rejeitam apenas em níveis de significância menos rigorosos), enquanto o teste KPSS rejeita fortemente a hipótese nula de estacionariedade. Este conjunto de evidências permite concluir que estas séries são integradas de ordem um. Razões e variáveis de participação: Séries que representam proporções, como a propensão média a consumir (C/Y), a participação dos salários na renda ($Wage-Share$), e a Abertura Comercial, mostram-se estacionárias em nível [$I(0)$]. Os testes ADF/PP frequentemente rejeitam a raiz

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária (ADF, PP, KPSS)

| Série | ADF | PP | KPSS | Conclusão (KPSS) |
|---------------------|-----------|------------|--------|------------------|
| Abertura | -2.964 | -3.39* | 0.157* | Estacionário |
| Wage-Share | 0.036 | -2.21 | 0.69* | Estacionário |
| Inflação | -3.496*** | -3.35** | 0.195* | Estacionário |
| \hat{q}_t - Final | -8.006*** | -13.14*** | 0.037* | Estacionário |
| \hat{q}_t - Média | -6.468*** | -13.81*** | 0.051* | Estacionário |
| Wage Share 2 | -0.54 | -2.426 | 0.206* | Estacionário |
| $\ln(CG)$ | -2.902** | -3.533*** | 1.86 | Não estacionário |
| $\ln(Y)$ | -3.096** | -3.944*** | 1.842 | Não estacionário |
| $\ln(Y^*)$ | -2.862* | -2.679* | 1.938 | Não estacionário |
| $\ln(C)$ | -2.558 | -3.144** | 1.828 | Não estacionário |
| $\ln(G)$ | -2.524 | -2.541 | 1.922 | Não estacionário |
| $\ln(I)$ | -2.48 | -2.731* | 1.738 | Não estacionário |
| $\ln(X)$ | -2.371 | -2.652 | 0.272 | Não estacionário |
| $\ln(M)$ | -2.594 | -2.534 | 0.239 | Não estacionário |
| $\ln(W)$ | -3.142** | -3.363** | 1.877 | Não estacionário |
| $\ln(R)$ | -2.891** | -2.84* | 1.799 | Não estacionário |
| C/Y | -3.89** | -3.331* | 0.146* | Estacionário |
| $(C + G)/Y$ | -3.196** | -3.057** | 0.373* | Estacionário |
| $\Delta \ln C$ | -5.383*** | -6.242*** | 0.058* | Estacionário |
| $\Delta \ln(CG)$ | -5.153*** | -6.764*** | 0.05* | Estacionário |
| $\Delta \ln W$ | -6.6*** | -9.563*** | 0.052* | Estacionário |
| $\Delta \ln R$ | -3.979*** | -8.125*** | 0.074* | Estacionário |
| $\Delta \ln I$ | -6.21*** | -8.002*** | 0.052* | Estacionário |
| $\Delta \ln Y$ | -4.208*** | -5.948*** | 0.063* | Estacionário |
| $\Delta \ln Y^*$ | -6.562*** | -8.113*** | 0.033* | Estacionário |
| $\Delta \ln X$ | -7.69*** | -10.115*** | 0.068* | Estacionário |
| $\Delta \ln M$ | -7.906*** | -8.592*** | 0.064* | Estacionário |
| C/R | -2.403 | -2.538 | 0.518* | Estacionário |
| C/W | -2.091 | -2.18 | 0.683* | Estacionário |
| Hiato (Ciclo) | -4.365*** | -3.92*** | 0.029* | Estacionário |

Nota: *, ** e *** indicam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

unitária e, decisivamente, o KPSS não rejeita a estacionariedade. Séries em primeira diferença: Todas as séries que foram diferenciadas por exemplo, $\Delta \ln(Y)$, $\Delta \ln(C)$ exibem clara evidência de estacionariedade. Os testes ADF e PP rejeitam a raiz unitária com alto nível de significância, e o teste KPSS não rejeita sua hipótese nula.

Este resultado tem implicação direta e vital para a modelagem econométrica. O estimador GMM padrão (em nível ou em sistema) não é assintoticamente válido quando aplicado a séries não estacionárias que não cointegram. A não estacionariedade pode invalidar as condições de momento, levar à inconsistência dos estimadores e produzir inferências espúrias. Portanto, a constatação de que as variáveis macroeconômicas de interesse são de grau um demanda uma transformação que elimine a tendência estocástica subjacente.

A transformação das séries em suas primeiras diferenças é a estratégia adequada para atender a esse requisito econométrico. Ao calcular a primeira diferença, a raiz unitária é removida, e a série resultante torna-se estacionária fato empiricamente confirmado pela última seção da Tabela 2, onde todas as séries diferenciadas são em nível. Esta transformação não é apenas um expediente técnico, mas uma condição necessária para a correta aplicação do GMM, garantindo que as propriedades assintóticas do estimador sejam respeitadas e que as relações estimadas reflitam interdependências genuínas e não artefatos estatísticos.

Em síntese, a análise de raiz unitária conduz a duas conclusões fundamentais para a etapa de estimação: (i) as principais variáveis macroeconômicas em nível são $I(1)$, enquanto razões e variáveis de participação são $I(0)$; e (ii) a estratégia empírica deve, portanto, basear-se na estimação de um modelo especificado em primeiras diferenças, utilizando o estimador GMM de sistema. Esta escolha é tecnicamente fundamentada pela necessidade de se trabalhar com séries estacionárias e é empiricamente validada pelos testes reportados, assegurando a robustez das inferências que se seguem.

6.2 Estimações para o Efeito da Distribuição Funcional da Renda sobre o Consumo

Esta seção implementa, para o canal do consumo, a lógica da abordagem estrutural discutida na revisão da literatura: em vez de classificar o regime apenas por uma relação agregada, buscamos explicitar *por quais canais* a distribuição funcional afeta a demanda agregada, isolando a contribuição do consumo e conectando-a aos efeitos distributivos sobre a dinâmica da massa salarial e da massa de lucros. Essa estratégia é particularmente útil em amostras longas, pois permite que o diagnóstico final (wage-led/profit-led) seja interpretado como resultado de um encadeamento de mecanismos, e não como uma simples correlação reduzida.

A primeira equação a ser estimada é a função de consumo. O consumo pode ser definido, dentro da perspectiva kaleckiana, como função dos salários, W , e dos lucros, R . Ocorre que, embora o argumento teórico seja muitas vezes apresentado em nível, nosso interesse empírico é recuperar esses efeitos em termos de taxa de crescimento, em linha com o modelo em taxas de crescimento apresentado na seção 4.2.

Como já mencionado anteriormente, optamos pelo uso do estimador GMM, que endereça a questão da endogeneidade entre regressores e variável estimada. Além disso, as séries em nível tendem a apresentar (i) não estacionariedade e (ii) elevada colinearidade entre massa salarial e massa de lucros por construção contábil, o que inviabiliza uma estimação informativa nessa forma. Por essa razão, adotamos a transformação em primeira diferença do logaritmo das variáveis, de modo que $\Delta \ln(\cdot)$ aproxime a taxa de crescimento e favoreça a estacionariedade das séries.

Em termos de taxas de crescimento, temos as seguintes estimações a serem realizadas,

de maneira independente¹:

$$\Delta \ln C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln W_t + \alpha_2 \Delta \ln R_t + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{Controle}_{i,t} + \varepsilon_t \quad (6.9)$$

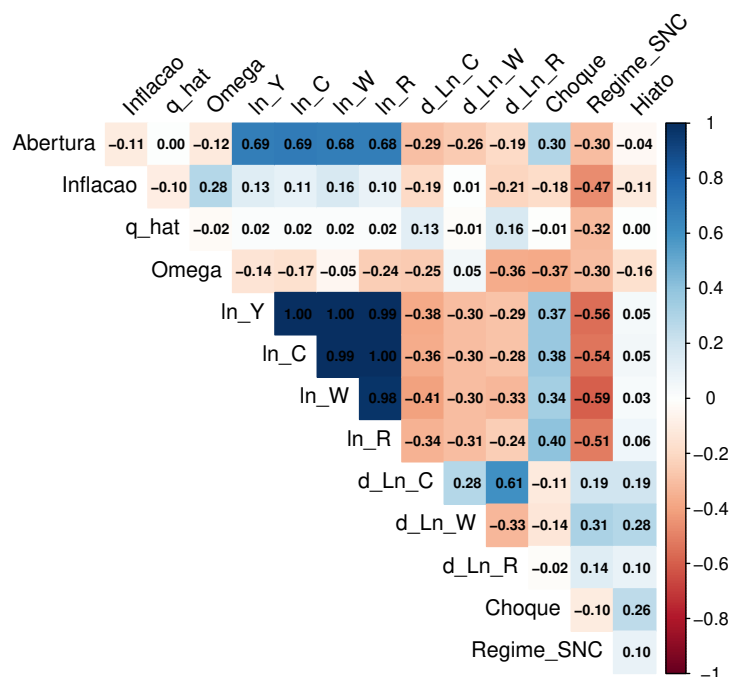
$$\Delta \ln W_t = \eta_0 + \eta_1 \Delta \ln Y_t + \eta_2 \Delta \Omega_{2,t} + \sum_{i=1}^n \zeta_i \text{Controle}_{i,t} + v_t \quad (6.10)$$

$$\Delta \ln R_t = \xi_0 + \xi_1 \Delta \ln Y_t + \xi_2 \Delta \Omega_{2,t} + \sum_{i=1}^n \phi_i \text{Controle}_{i,t} + v_t \quad (6.11)$$

onde $\alpha_i, \beta_i, \eta_i, \zeta_i, \xi_i, \phi_i$ são os parâmetros estimados para os respectivos modelos.

No intuito de deixar claro para o leitor o problema de multicolinearidade entre as variáveis em nível (massa salarial e massa de lucros), um mapa de calor com a correlação entre as variáveis utilizadas no bloco de consumo das famílias é apresentado na Figura 1.

Figura 1 – Correlograma – Variáveis de Consumo das Famílias



Portanto, em procedimento similar a Tomio (2020) e Marsellou (2024), e alinhado ao modelo teórico proposto na seção 4.2, optamos por estimar em primeira diferença das variáveis em logaritmo (aproximação de taxa de crescimento), o que mitiga a colinearidade e se adequa ao uso do GMM com condições de momento em séries estacionárias.

Além disso, como as séries de Consumo das Famílias, C , e Consumo do Governo, G , sofrem mudanças metodológicas ao longo das revisões do Sistema de Contas Nacionais,

¹ No presente trabalho não foi feito uso de Sistema de Equações por GMM. As estimações foram feitas de maneira independente, equação por equação.

reproduzimos o mesmo exercício econométrico para a soma delas. Nesse caso, a variável dependente torna-se $\Delta \ln(C + G)$. Os resultados estão presentes na Tabela A, no apêndice deste trabalho. Todavia, nessa especificação o diferencial entre o efeito dos salários e dos lucros foi atenuado, contrastando com a forma utilizada nesta seção.

Entre as variáveis de controle, utilizamos: uma variável categórica (entre 1 e 4) para cada regime contábil que houve no período 1947–2021 (Regime SNC); uma dummy para períodos de crises/choques históricos; o hiato do produto, estimado em logaritmo via filtro Hodrick–Prescott (HP), como forma de controlar a fase do ciclo de negócios; e inflação, devido ao efeito que essa pode ter sobre o consumo e sobre a dinâmica distributiva.

Ainda como controles, adicionamos a taxa de crescimento do câmbio real corrente e defasada (o modelo econométrico não trabalha com câmbio em nível nessa implementação). O efeito cambial pode afetar a composição do consumo entre bens domésticos e importados. Além disso, controlamos pelo grau de abertura, devido ao efeito que esse pode ter tido sobre o consumo a partir da década de 1990 na economia brasileira.

As estimações por GMM utilizam matriz de covariância robusta a heterocedasticidade e autocorrelação (HAC). Comparativamente, reportamos estimações por MQO como exercício de robustez e como forma de dialogar com a literatura empírica. Em termos de instrumentos, utilizamos defasagens (primeira e/ou segunda ordem) do conjunto de variáveis presentes como regressores e variáveis tratadas como endógenas.

Tabela 3 – Estimação por GMM e MQO Variável Dependente: $\Delta \ln C$

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| (Intercepto) | -0.004 (0.005) | 0.038*** (0.008) | 0.031 (0.050) | 0.020** (0.010) | 0.033*** (0.008) | 0.039 (0.040) | 0.034** (0.014) | 0.034 (0.031) | -0.002 (0.005) | 0.015 (0.014) |
| $\Delta \ln(W)$ | 0.536*** (0.108) | 0.665*** (0.164) | 0.624*** (0.151) | 0.452*** (0.132) | 0.655*** (0.181) | 0.752*** (0.243) | 0.651*** (0.173) | 0.672*** (0.167) | 0.462*** (0.065) | 0.496*** (0.069) |
| $\Delta \ln(R)$ | 0.463*** (0.065) | 0.509*** (0.061) | 0.496*** (0.091) | 0.488*** (0.102) | 0.468*** (0.074) | 0.467*** (0.102) | 0.459*** (0.084) | 0.525*** (0.106) | 0.518*** (0.050) | 0.536*** (0.052) |
| Regime SNC | | -0.015*** (0.004) | -0.012 (0.015) | -0.004 (0.007) | -0.013*** (0.004) | -0.016 (0.014) | -0.013*** (0.005) | -0.015*** (0.005) | | -0.006 (0.004) |
| Inflação | | | 0.002 (0.003) | | | | | | | |
| Choques | | | | -0.020 (0.035) | | | | | | |
| Hiato | | | | | -0.002 (0.002) | | | | | |
| \hat{q}_t | | | | | | -0.005 (0.005) | | | | |
| \hat{q}_{t-1} | | | | | | | 0.006** (0.003) | | | |
| Abertura | | | | | | | | 0.023 (0.166) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 3 | 4 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 3 | 4 |
| Instrumentos (q) | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | - | - |
| df(J)=q-k | 5 | 4 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | - | - |
| Hansen J | 5.160 | 3.798 | 4.847 | 4.180 | 3.375 | 4.758 | 4.857 | 3.567 | - | - |
| p-valor(J) | 0.397 | 0.434 | 0.183 | 0.243 | 0.337 | 0.190 | 0.183 | 0.312 | - | - |
| R^2 (MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.635 | 0.643 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando $q > k$ (sobreidentificação). Estrelas: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Os resultados da Tabela 3 podem ser interpretados da seguinte maneira: estimamos oito modelos via GMM (com diferentes conjuntos de controles) e dois modelos via MQO. Para todas as especificações por GMM, observa-se que a magnitude de α_1 (massa salarial) é superior à de α_2 (massa de lucros), como previsto pela hipótese kaleckiana de maior propensão a consumir entre trabalhadores.

Em termos de diagnóstico de instrumentos, reportamos a estatística J de Hansen e seu p-valor para as especificações sobreidentificadas. O teste J tem como hipótese nula a validade conjunta das restrições de sobreidentificação (exogeneidade dos instrumentos). Assim, p-valores relativamente elevados indicam *não rejeição* da hipótese nula, o que é consistente com a adequação do conjunto de instrumentos empregado nas especificações apresentadas.

Repare que esse resultado é levemente diferente do que foi obtido por Tomio (2020), utilizando a mesma base de dados com recorte temporal distinto. Uma interpretação plausível é que o controle de endogeneidade (GMM) e a incorporação de controles adicionais (choques, ciclo, abertura e câmbio) reduzem vieses de omissão e tornam mais nítido o diferencial entre os efeitos de salários e lucros sobre o consumo.

Tabela 4 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln W$

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| (Intercepto) | 0.001 (0.001) | 0.004* (0.002) | 0.003 (0.011) | 0.003 (0.002) | 0.003* (0.002) | 0.007 (0.006) | 0.004** (0.002) | 0.003 (0.004) | 0.001 (0.001) | 0.001 (0.002) |
| $\Delta \ln(Y)$ | 0.993*** (0.013) | 1.002*** (0.012) | 1.009*** (0.016) | 0.994*** (0.018) | 1.005*** (0.012) | 1.021*** (0.027) | 1.004*** (0.014) | 1.006*** (0.021) | 0.984*** (0.015) | 0.984*** (0.017) |
| $\Delta \Omega_2$ | 1.976*** (0.040) | 1.990*** (0.037) | 2.000*** (0.061) | 2.013*** (0.045) | 1.998*** (0.041) | 2.002*** (0.043) | 1.993*** (0.040) | 1.983*** (0.044) | 1.889*** (0.022) | 1.889*** (0.022) |
| Regime SNC | | -0.001* (0.001) | -0.001 (0.003) | -0.001 (0.001) | -0.001* (0.001) | -0.002 (0.002) | -0.001* (0.001) | -0.001** (0.001) | | -0.000 (0.001) |
| Inflação | | | -0.000 (0.001) | | | | | | | |
| Choque | | | | -0.002 (0.006) | | | | | | |
| Hiato | | | | | -0.000 (0.000) | | | | | |
| \hat{q}_t | | | | | | -0.001 (0.001) | | | | |
| \hat{q}_{t-1} | | | | | | | -0.000 (0.001) | | | |
| Abertura | | | | | | | | 0.007 (0.020) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 3 | 4 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 3 | 4 |
| Instrumentos (q) | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 9 | 8 | 8 | n.a. | n.a. |
| df(J)=q-k | 5 | 4 | 3 | 3 | 3 | 4 | 3 | 3 | n.a. | n.a. |
| Hansen J | 3.551 | 2.674 | 2.746 | 1.656 | 2.612 | 2.809 | 2.187 | 1.920 | - | - |
| p-valor(J) | 0.616 | 0.614 | 0.432 | 0.647 | 0.455 | 0.590 | 0.534 | 0.589 | - | - |
| R^2 (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.993 | 0.993 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando $q > k$ (sobreidentificação). Estrelas: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Os resultados para a equação de crescimento dos salários (Tabela 4) indicam que o coeficiente associado ao crescimento do produto é próximo de 1 e altamente significativo, sugerindo quase proporcionalidade entre crescimento do produto e crescimento da massa salarial. Além disso, a variação da participação salarial $\Delta\Omega_2$ apresenta coeficiente positivo e altamente significativo (em torno de 2), implicando que redistribuições a favor dos salários se associam a crescimento adicional da massa salarial, mesmo controlando por ciclo, choques e demais variáveis.

A leitura econômica desse resultado é direta: variações em Ω_2 capturam mudanças na repartição do produto entre trabalho e capital e, portanto, afetam a massa salarial não apenas por um efeito mecânico via nível de atividade, mas por um deslocamento efetivo na apropriação da renda. Quando $\Delta\Omega_2 > 0$, a massa de salários cresce acima do que seria previsto apenas pelo crescimento do produto, o que é compatível com a interpretação de que o componente distributivo opera como um “multiplicador” sobre a renda do trabalho. Em termos kaleckianos, trata-se do canal pelo qual mudanças institucionais, barganha salarial e regimes de preços podem reforçar a participação do trabalho, elevando a renda disponível das famílias e, em última instância, sustentando a demanda agregada via consumo.

Do ponto de vista econométrico, a robustez do coeficiente de $\Delta\Omega_2$ ao longo das diferentes especificações (com inclusão de controles de ciclo, choques, inflação, regime do SCN e variáveis externas) sugere que o efeito distributivo não está sendo meramente capturado por flutuações conjunturais. Em particular, mesmo quando controlamos o hiato do produto e variáveis que sintetizam condições macroeconômicas adversas, $\Delta\Omega_2$ permanece estatisticamente distinto de zero, o que indica que a dinâmica da massa salarial contém um componente distributivo próprio. Esse achado é relevante para a estratégia estrutural do trabalho: ele fornece a peça empírica necessária para fechar o encadeamento $\partial\hat{c}/\partial\Omega_2$, pois demonstra que a redistribuição a favor do trabalho efetivamente se traduz em maior crescimento da massa salarial.

Por fim, a quase proporcionalidade entre $\Delta\ln Y_t$ e $\Delta\ln W_t$ (coeficiente próximo de 1) indica que, em média, a massa salarial acompanha de perto a expansão do produto, enquanto o termo distributivo capta a “inclinação” adicional associada a mudanças na participação do trabalho. Isso ajuda a interpretar $\Delta\Omega_2$ como um componente que altera a composição da renda sem necessariamente exigir uma aceleração do crescimento agregado: mesmo com crescimento dado, uma variação positiva da participação salarial desloca renda para agentes com maior propensão a consumir. Assim, os resultados da Tabela 4 reforçam a plausibilidade do mecanismo kaleckiano de transmissão distributiva e são consistentes com o diagnóstico de um canal do consumo *wage-led* encontrado nas estimações do bloco $\Delta\ln C$.

Tabela 5 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln R$

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| (Intercepto) | 0.000 (0.001) | 0.011*** (0.003) | 0.028*** (0.011) | 0.011*** (0.004) | 0.011*** (0.003) | 0.016*** (0.002) | 0.014*** (0.004) | 0.003 (0.004) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.004) |
| $\Delta \ln(Y)$ | 0.941*** (0.019) | 1.010*** (0.028) | 1.033*** (0.056) | 0.996*** (0.061) | 1.005*** (0.029) | 1.032*** (0.032) | 0.970*** (0.025) | 1.047*** (0.043) | 0.971*** (0.025) | 0.972*** (0.028) |
| $\Delta \Omega_2$ | -1.409*** (0.034) | -1.350*** (0.039) | -1.388*** (0.051) | -1.335*** (0.050) | -1.321*** (0.043) | -1.354*** (0.044) | -1.445*** (0.067) | -1.383*** (0.048) | -1.393*** (0.036) | -1.393*** (0.037) |
| Regime SNC | | -0.004*** (0.001) | -0.009** (0.004) | -0.003 (0.002) | -0.004*** (0.001) | -0.006*** (0.001) | -0.004*** (0.001) | -0.004*** (0.001) | | -0.000 (0.001) |
| Inflação | | | -0.001 (0.001) | | | | | | | |
| Choque | | | | -0.005 (0.009) | | | | | | |
| Hiato | | | | | -0.000 (0.000) | | | | | |
| \hat{q}_t | | | | | | -0.003*** (0.001) | | | | |
| \hat{q}_{t-1} | | | | | | | 0.003*** (0.000) | | | |
| Abertura | | | | | | | | 0.043 (0.027) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 3 | 4 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 3 | 4 |
| Instrumentos (q) | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 9 | 8 | 8 | n.a. | n.a. |
| df(J)=q-k | 5 | 4 | 3 | 3 | 3 | 4 | 3 | 3 | n.a. | n.a. |
| Hansen J | 9.657 | 3.720 | 1.134 | 2.198 | 2.064 | 8.333 | 1.337 | 1.554 | - | - |
| p-valor(J) | 0.086 | 0.445 | 0.769 | 0.532 | 0.559 | 0.080 | 0.720 | 0.670 | - | - |
| R^2 (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.981 | 0.981 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando $q > k$ (sobreidentificação). Estrelas: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Para a equação de crescimento dos lucros (Tabela 5), o coeficiente do crescimento do produto também é próximo de 1 e altamente significativo, sugerindo quase proporcionalidade entre crescimento do produto e crescimento da massa de lucros. Em contraste com a equação salarial, a variação da participação dos salários $\Delta\Omega_2$ apresenta coeficiente negativo e altamente significativo (em torno de $-1,4$), refletindo o caráter conflitioso da distribuição funcional: redistribuições a favor dos salários comprimem, *ceteris paribus*, o crescimento da massa de lucros. Em algumas especificações, controles como regime do SCN e a taxa de acumulação mostram significância, sugerindo que mudanças metodológicas e dinâmica de acumulação também se associam à evolução dos lucros.

Partindo-se dos parâmetros estimados nas três equações anteriores, construímos uma decomposição por canais para identificar: (a) o efeito de variações em Ω_2 sobre o crescimento da massa salarial; (b) o efeito de variações em Ω_2 sobre o crescimento da massa de lucros; e (c) o efeito do crescimento de salários e lucros sobre o crescimento do consumo. Matematicamente:

$$\hat{c} = \alpha_w \hat{w} + \alpha_r \hat{r} \quad (6.12)$$

$$\frac{\partial \hat{c}}{\partial \Omega_2} = \alpha_w \frac{\partial \hat{w}}{\partial \Omega_2} + \alpha_r \frac{\partial \hat{r}}{\partial \Omega_2} \quad (6.13)$$

onde \hat{c} , \hat{w} , \hat{r} são as respectivas taxas de crescimento do consumo, salários e lucros.

Tabela 6 – Resultados Parciais da Distribuição Funcional sobre o Consumo

| Modelo | $\partial \hat{c} / \partial \hat{w}$ | $\partial \hat{c} / \partial \hat{r}$ | $\partial \hat{w} / \partial \Omega_2$ | $\partial \hat{r} / \partial \Omega_2$ | Final |
|---------|---------------------------------------|---------------------------------------|--|--|-------|
| M1 | 0,536 | 0,463 | 1,976 | -1,409 | 0,407 |
| M2 | 0,665 | 0,509 | 1,990 | -1,35 | 0,636 |
| M3 | 0,624 | 0,496 | 2,000 | -1,388 | 0,560 |
| M4 | 0,452 | 0,488 | 2,013 | -1,335 | 0,258 |
| M5 | 0,655 | 0,468 | 1,998 | -1,321 | 0,690 |
| M6 | 0,752 | 0,467 | 2,002 | -1,354 | 0,873 |
| M7 | 0,651 | 0,459 | 1,993 | -1,445 | 0,634 |
| M8 | 0,672 | 0,525 | 1,983 | -1,383 | 0,607 |
| Média | 0,626 | 0,484 | 1,994 | -1,373 | 0,583 |
| Mediana | 0,653 | 0,478 | 1,996 | -1,369 | 0,620 |

A Tabela 6 sintetiza os efeitos parciais e o efeito final do canal do consumo. Em média, o efeito final é positivo, sugerindo que redistribuições a favor dos salários elevam a taxa de crescimento do consumo, principalmente porque (i) o consumo é mais elástico à massa salarial do que à massa de lucros e (ii) aumentos de Ω_2 elevam o crescimento de W e reduzem o crescimento de R . Esses resultados fornecem a base empírica para a decomposição estrutural do efeito distributivo total desenvolvida nas seções subsequentes do capítulo.

6.3 Estimações para o Efeito da Distribuição Funcional da Renda sobre o Investimento

A segunda equação a ser estimada é a função de investimento. Dentro da perspectiva Kaleckiana, o investimento pode ser definido como função do produto, Y , e da participação dos salários na renda, Ω (ou *wage-share*). Considerando a especificação em taxa de crescimento, a relação é expressa da seguinte forma:

$$\Delta \ln I_t = f(\Delta \ln Y_t, \Omega_t, \text{Controles}) \quad \text{ou} \quad \Delta \ln I_t = f(\Delta \ln Y_t, \Delta \Omega_t, \text{Controles}) \quad (6.14)$$

A equação 6.14 apresenta duas especificações alternativas: uma que inclui o nível da participação dos salários (Ω_t) e outra que inclui sua variação ($\Delta \Omega_t$). Ambas procuram capturar o efeito da distribuição funcional da renda sobre a decisão de investir. A escolha por estimar em primeira diferença do logaritmo do investimento (taxa de crescimento) visa, assim como no caso do consumo, mitigar problemas de não estacionaridade e de colinearidade entre variáveis, além de se alinhar com a literatura que modela o investimento como uma função dinâmica.

As estimações foram realizadas pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), que é apropriado para corrigir eventuais problemas de endogeneidade. No contexto do investimento, é plausível que tanto o crescimento do produto quanto a distribuição de renda sejam simultaneamente determinados com a taxa de investimento, criando uma relação de causalidade reversa. O estimador GMM, com uma matriz de covariância robusta a heterocedasticidade e autocorrelação (HAC), fornece inferência válida nestas condições.

Como variáveis de controle, seguindo a especificação anterior, utilizamos uma dummy para o regime do Sistema de Contas Nacionais (Regime SNC), uma variável dummy para períodos de choques históricos, o hiato do produto (para controlar o ciclo econômico), a taxa de inflação, o grau de abertura comercial e a taxa de acumulação (\hat{q}), tanto corrente quanto defasada. O conjunto de instrumentos é composto por defasagens das próprias variáveis explicativas.

Os resultados das estimações são apresentados nas Tabelas 7 (efeito em nível) e 8 (efeito em diferença). Em ambas as tabelas, reportamos estimações por GMM (modelos M1 a M8) e, para comparação, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO, modelos M9 e M10). Para os modelos GMM, são apresentadas a estatística-J de Hansen e seu p-valor, que em todos os casos não rejeita a hipótese nula de que os instrumentos são válidos (ou seja, não há evidência de sobreidentificação).

Os resultados mostram que o coeficiente do crescimento do produto ($\Delta \ln Y_t$) é positivo e estatisticamente significativo em todas as especificações, com magnitude geralmente superior a 1, indicando que o investimento é volátil e reage mais do que proporcionalmente às variações da renda. Este é um resultado consistente com a teoria do acelerador do investimento.

O coeficiente de interesse, relativo à distribuição de renda, apresenta um sinal negativo e é estatisticamente significativo na maioria das especificações. Na Tabela 7, que utiliza o nível de Ω , os coeficientes variam entre -0.049 e -0.313, dependendo dos controles incluídos. Isso sugere

que um aumento na participação dos salários na renda está associado a uma redução na taxa de crescimento do investimento. Na Tabela 8, que utiliza a variação de Ω ($\Delta\Omega$), os coeficientes negativos são de magnitude ainda maior (em valor absoluto), variando de -1.149 a -2.067. Isso indica que uma deterioração na participação dos lucros (ou seja, uma redução em Ω ou um $\Delta\Omega$ negativo) está associada a um maior crescimento do investimento.

Entre as variáveis de controle, o *Regime SNC* apresenta um sinal positivo e significativo em alguns modelos, possivelmente refletindo mudanças metodológicas que afetaram a mensuração das séries. As demais variáveis de controle (inflação, hiato, abertura, \hat{q} e choques) não apresentam significância estatística robusta em todos os modelos, sugerindo que o efeito principal é capturado pelo crescimento do produto e pela distribuição funcional da renda.

Tabela 7 – Estimação por GMM e MQO Variável Dependente: $\Delta \ln I$ - Efeito Distributivo em Nível

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| $\Delta \ln(Y)$ | 1.834*** (0.188) | 1.698*** (0.305) | 1.597*** (0.314) | 1.250*** (0.484) | 2.218*** (0.554) | 1.841*** (0.307) | 1.824*** (0.330) | 2.554*** (0.527) | 1.215*** (0.291) | 0.922*** (0.320) |
| Ω | -0.049*** (0.017) | -0.174*** (0.037) | -0.225*** (0.056) | -0.216*** (0.053) | -0.313*** (0.094) | -0.123* (0.065) | -0.003 (0.058) | -0.233*** (0.086) | -0.015 (0.031) | -0.151** (0.074) |
| Regime SNC | | 0.019** (0.010) | 0.028** (0.012) | 0.033** (0.015) | 0.003 (0.016) | 0.010 (0.014) | -0.007 (0.013) | | | 0.026** (0.013) |
| Inflação | | | 0.003 (0.003) | | | | | -0.001 (0.002) | | |
| Hiato | | | | -0.005 (0.004) | | | | | | |
| Abertura | | | | | 0.530 (0.373) | | | 0.412** (0.209) | | |
| \hat{q}_{t-1} | | | | | | -0.003 (0.005) | | | | |
| \hat{q}_t | | | | | | | -0.013 (0.012) | | | |
| Choque | | | | | | | | -0.058 (0.045) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 2 | 3 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 5 | 2 | 3 |
| Instrumentos (q) | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 10 | 12 | - | - |
| df(J)=q-k | 7 | 6 | 5 | 5 | 5 | 5 | 6 | 7 | - | - |
| Hansen J | 8.147 | 6.918 | 6.360 | 3.935 | 6.028 | 6.198 | 6.336 | 6.821 | - | - |
| p-valor(J) | 0.320 | 0.328 | 0.273 | 0.559 | 0.303 | 0.287 | 0.387 | 0.448 | - | - |
| R^2 (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.299 | 0.337 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando $q > k$ (sobreidentificação). Estrelas: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela 8 – Estimação por GMM e MQO Variável Dependente: $\Delta \ln I$ - Efeito Distributivo em Diferença

| | GMM (HAC) | | | | | | | MQO | | |
|------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| Intercepto | -0.019 (0.012) | -0.100** (0.045) | -0.098** (0.048) | -0.099** (0.050) | -0.163** (0.070) | -0.052 (0.052) | 0.008 (0.014) | -0.265*** (0.075) | -0.002 (0.018) | -0.091* (0.046) |
| $\Delta \ln(Y)$ | 1.549*** (0.248) | 1.073** (0.475) | 1.076** (0.465) | 1.087** (0.514) | 1.698*** (0.584) | 1.434*** (0.498) | 1.758*** (0.273) | 3.869*** (0.832) | 1.094*** (0.302) | 0.828** (0.321) |
| $\Delta \Omega$ | -1.380*** (0.450) | -1.558** (0.642) | -1.582** (0.737) | -1.527** (0.679) | -1.622** (0.801) | -1.204* (0.676) | -1.149** (0.550) | -2.067* (1.169) | -0.717 (0.435) | -0.851* (0.430) |
| Regime SNC | | 0.030* (0.018) | 0.029 (0.018) | 0.030 (0.020) | 0.014 (0.018) | 0.013 (0.020) | -0.010 (0.006) | | | 0.030** (0.014) |
| Inflação | | | 0.001 (0.004) | | | | | -0.002 (0.003) | | |
| Hiato | | | | -0.001 (0.004) | | | | | | |
| Abertura | | | | | 0.454 (0.374) | | | 1.018*** (0.354) | | |
| \hat{q}_{t-1} | | | | | | 0.012** (0.005) | | | | |
| \hat{q}_t | | | | | | | -0.009 (0.006) | | | |
| Choque | | | | | | | | -0.171* (0.088) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 3 | 4 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 6 | 3 | 4 |
| Instrumentos (q) | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 11 | 12 | 12 | - | - |
| df(J)=q-k | 6 | 5 | 4 | 4 | 4 | 6 | 7 | 6 | - | - |
| Hansen J | 7.965 | 5.396 | 5.560 | 5.480 | 5.804 | 9.823 | 10.869 | 4.042 | - | - |
| p-valor(J) | 0.241 | 0.369 | 0.234 | 0.241 | 0.214 | 0.132 | 0.144 | 0.671 | - | - |
| R^2 (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.207 | 0.253 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando $q > k$ (sobreeidentificação). Estrelas: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

O efeito da distribuição funcional da renda sobre o investimento pode ser avaliado de forma sintética a partir dos resultados apresentados nas Tabelas 9 e 10, que consolidam as elasticidades estimadas nas regressões GMM e as ponderam pela participação média do investimento no produto (I/Y).

A Tabela 9 reporta o efeito associado ao nível da participação dos salários na renda (Ω). Em todos os modelos considerados (M1–M8), o efeito final da distribuição sobre a taxa de crescimento do investimento é negativo. As magnitudes variam entre valores próximos de zero (como em M7) e valores mais elevados em termos absolutos (como em M5 e M8), refletindo diferenças na especificação e nos controles incluídos. Ainda assim, tanto a média ($-0,030$) quanto a mediana ($-0,035$) dos modelos indicam que uma elevação da participação dos salários está associada, em termos médios, a uma redução da taxa de crescimento do investimento agregado.

Esse resultado sugere que, no período analisado, o investimento no Brasil apresenta um comportamento predominantemente *profit-led* quando condicionado ao crescimento do produto. Em outras palavras, para um dado nível de atividade econômica, uma redistribuição em favor dos salários tende a comprimir a taxa de acumulação, resultado compatível com a tradição kaleckiana que enfatiza o papel da lucratividade esperada como determinante central da decisão de investir.

A evidência torna-se ainda mais clara quando se considera a especificação baseada na variação da distribuição funcional da renda, apresentada na Tabela 10. Nesse caso, os coeficientes estimados para $\Delta\Omega$ são sistematicamente negativos e de maior magnitude em valor absoluto. O efeito final ponderado varia entre $-0,207$ e $-0,372$, com média de $-0,272$ e mediana de $-0,278$. Esses valores indicam que choques redistributivos ao longo do tempo isto é, mudanças na participação dos salários exercem um impacto negativo substancial sobre o crescimento do investimento.

A comparação entre as duas tabelas sugere que o investimento responde não apenas ao nível estrutural da distribuição funcional, mas de forma particularmente sensível às suas variações. Enquanto o efeito em nível pode ser interpretado como um componente de longo prazo associado ao regime distributivo vigente, o efeito em diferença captura a reação do investimento a mudanças distributivas recentes, que afetam expectativas, margens e decisões de expansão de capacidade. A maior magnitude observada na especificação em $\Delta\Omega$ é consistente com a ideia de que o investimento é altamente sensível a choques distributivos, sobretudo quando estes alteram a parcela dos lucros de forma abrupta.

Assim como no caso das exportações líquidas, a leitura desses resultados deve enfatizar que se trata de um efeito total condicional. Como o crescimento do produto é explicitamente controlado nas regressões, o impacto negativo da distribuição sobre o investimento não incorpora o efeito indireto positivo que uma redistribuição pró-salários pode exercer via expansão do consumo e da demanda agregada. O coeficiente distributivo captura, portanto, predominantemente o canal da rentabilidade e das expectativas de lucro, isolando o efeito direto da distribuição sobre a

acumulação.

Do ponto de vista teórico, os resultados são consistentes com a literatura pós-kaleckiana que distingue entre os diferentes componentes da demanda agregada. Enquanto o consumo tende a ser *wage-led*, o investimento frequentemente aparece como *profit-led*, refletindo a dependência da acumulação em relação à parcela dos lucros, ao grau de incerteza e às condições financeiras. Nesse sentido, os resultados obtidos para o Brasil alinham-se a evidências empíricas que encontram um efeito negativo da redistribuição pró-salários sobre o investimento, especialmente quando se utiliza estratégias econométricas que tratam explicitamente a endogeneidade.

Em termos de implicações para a análise do efeito total da distribuição funcional da renda, o investimento constitui um canal que reforça o papel da parcela dos lucros. Diferentemente do consumo que tende a amplificar os efeitos expansionistas de uma redistribuição pró-salários, o investimento atua no sentido oposto, reduzindo a taxa de crescimento da demanda agregada quando a participação dos salários aumenta. Esse resultado é particularmente relevante quando combinado com a evidência obtida para o setor externo, pois sugere que dois componentes centrais da demanda (investimento e exportações líquidas) podem operar como forças contrabalançadoras ao canal do consumo.

Em suma, a análise das Tabelas 9 e 10 indica que, para o período 1947–2021, o investimento no Brasil apresenta um comportamento robustamente *profit-led*. Esse resultado reforça a necessidade de avaliar os efeitos macroeconômicos da distribuição funcional da renda de forma integrada, levando em conta a interação entre consumo, investimento e setor externo, e confirma a intuição central da literatura de regimes de crescimento: o impacto agregado da redistribuição é, em última instância, uma questão empírica, dependente das magnitudes relativas e da estrutura da economia.

Tabela 9 – Resultados da Distribuição sobre o Investimento.

| Modelo | $d\hat{I}/d\Omega$ | I/Y | Final |
|---------|--------------------|-------|--------|
| M1 | -0,049 | 0,18 | -0,009 |
| M2 | -0,174 | 0,18 | -0,031 |
| M3 | -0,225 | 0,18 | -0,041 |
| M4 | -0,216 | 0,18 | -0,039 |
| M5 | -0,313 | 0,18 | -0,056 |
| M6 | -0,123 | 0,18 | -0,022 |
| M7 | -0,003 | 0,18 | -0,001 |
| M8 | -0,233 | 0,18 | -0,042 |
| Média | -0,167 | - | -0,030 |
| Mediana | -0,195 | - | -0,035 |

Tabela 10 – Resultados da Distribuição sobre o Investimento ($\Delta\Omega$).

| Modelo | $d\hat{I}/d(\Delta\Omega)$ | I/Y | Final |
|---------|----------------------------|-------|--------|
| M1 | -1,380 | 0,18 | -0,248 |
| M2 | -1,558 | 0,18 | -0,280 |
| M3 | -1,582 | 0,18 | -0,285 |
| M4 | -1,527 | 0,18 | -0,275 |
| M5 | -1,622 | 0,18 | -0,292 |
| M6 | -1,204 | 0,18 | -0,217 |
| M7 | -1,149 | 0,18 | -0,207 |
| M8 | -2,067 | 0,18 | -0,372 |
| Média | -1,511 | - | -0,272 |
| Mediana | -1,554 | - | -0,278 |

6.4 Estimações para o Efeito da Distribuição Funcional da Renda sobre as Exportações Líquidas

No arcabouço pós-kaleckiano de regimes de demanda e crescimento, a distribuição funcional da renda é relevante porque altera, simultaneamente, os determinantes do consumo, do investimento e do setor externo, de modo que o efeito líquido sobre a trajetória macroeconômica depende de como esses canais se combinam e do horizonte temporal considerado (HEIN, 2023; STOCKHAMMER, 2017; BLECKER, 2016). Em economia aberta, o canal externo é frequentemente tratado como aquele em que uma redistribuição pró-salários tende a elevar custos e reduzir competitividade-preço (e, portanto, exportações líquidas), enquanto o canal doméstico opera elevando a demanda via maior propensão a consumir dos trabalhadores (BLECKER, 2016; ONARAN; GALANIS, 2013). A literatura, porém, enfatiza que essa leitura mecânica do canal externo é incompleta: (i) a competitividade pode depender não apenas de custos, mas também de produtividade, capacidade e composição setorial; (ii) regimes cambiais e o grau de repasse do câmbio para preços podem amortecer (ou reforçar) o impacto distributivo sobre o preço relativo dos transacionáveis; e (iii) relações estimadas em janelas curtas podem capturar respostas cíclicas distintas das respostas de médio prazo (BLECKER, 2016; STOCKHAMMER, 2017). Além disso, como alertam críticas internas ao debate wage-led/profit-led, a distribuição não é exógena ao nível de atividade e pode reagir a choques de demanda, o que reforça a necessidade de estratégias empíricas que tratem endogeneidade e simultaneidade (SKOTT, 2017).

A experiência brasileira entre 1947 e 2021 é particularmente adequada para discutir essas ambiguidades, pois combina (a) longos ciclos distributivos e mudanças institucionais no mercado de trabalho, (b) transformações estruturais profundas do desenvolvimentismo e industrialização por substituição de importações ao período de liberalização comercial e financeira e à posterior reprimarização/deindustrialização relativa e (c) elevada sensibilidade do crescimento ao setor externo e ao câmbio (ARAÚJO; GALA, 2012; FEIJÓ; CÂMARA; CERQUEIRA, 2015; MARQUETTI et al., 2023; MIEBACH; MARQUETTI, 2022).

Em termos de mensuração e evidência histórica, trabalhos clássicos e recentes documen-

tam a dinâmica da distribuição funcional no Brasil e sua relação com o ciclo, oferecendo base para interpretar estimativas em amostras longas (CONSIDERA; PESSOA, 2013; MIEBACH; MARQUETTI, 2022).

Em paralelo, a literatura aplicada ao país que dialoga explicitamente com a abordagem de crescimento liderado pela demanda ressalta que mudanças na participação salarial podem reconfigurar os componentes da demanda, inclusive em economia aberta, e que os resultados empíricos dependem do período, do arranjo institucional e do modo como o setor externo é modelado (AVRITZER; FREITAS; BRAGA, 2021; AZEVEDO; FONSECA; MISSIO, 2022). No recorte mais recente, a combinação de crescimento e melhora distributiva (especialmente entre meados dos anos 2000 e a primeira metade dos anos 2010) é associada a políticas de renda e formalização, com impactos relevantes sobre o padrão de demanda e sobre a heterogeneidade estrutural, ainda que sob restrições externas e mudanças no perfil das exportações (BALTAR, 2020; AZEVEDO; FONSECA; MISSIO, 2022).

Não obstante, é nesse contexto que o ensaio empírico via GMM (com erros-padrão HAC) fornece evidência de que a redistribuição em favor dos salários afeta positivamente tanto a taxa de crescimento das exportações quanto a taxa de crescimento das importações no Brasil, para o período 1947-2021.

Nas equações de exportações, o crescimento da renda externa $\Delta \ln(Y^*)$ aparece com coeficientes positivos e estatisticamente significantes em praticamente todas as especificações, com magnitude acima de um, sugerindo forte sensibilidade das exportações brasileiras ao ciclo externo, como esperado em modelos de comércio em que a demanda externa é determinante central do desempenho exportador. Simultaneamente, o termo associado ao câmbio real (q), definido como a taxa de crescimento do câmbio real (\hat{q}_t) em que aumentos representam *desvalorização* real, apresenta sinal predominantemente negativo nas especificações em que é estatisticamente relevante.

Assim, dado o sinal negativo e a convenção supracitada, a evidência sugere que, no curto prazo e ao longo da amostra 1947–2021, episódios de desvalorização real se associam a *menor* crescimento das exportações, resultado compatível com a dominância de mecanismos de (i) endogeneidade cambial a choques adversos (crises externas, deteriorações de termos de troca e mudanças de regime financeiro) e (ii) canal de custos/insumos importados e restrições de financiamento, que podem comprimir a oferta exportável e a capacidade produtiva no horizonte relevante (BLECKER, 2016; HEIN, 2023; FEIJÓ; CÂMARA; CERQUEIRA, 2015).

Essa leitura é reforçada pelo fato de que, quando se introduz defasagem do câmbio real (M2), o coeficiente defasado torna-se positivo e estatisticamente significativo, padrão compatível com ajustes defasados de volumes (mecanismo do tipo *Curva J*), em que o ganho de competitividade-preço tende a aparecer com atraso, enquanto o impacto contemporâneo é dominado por fricções e efeitos contracionistas (BLECKER, 2016; STOCKHAMMER, 2017).

Todavia, o resultado central é que a variação da distribuição funcional em favor dos salários ($\Delta\Omega$) tem coeficiente positivo e estatisticamente significativo em um conjunto amplo de modelos GMM, com magnitudes economicamente relevantes, ao passo que, nas especificações por MQO, esse efeito não se sustenta (coeficiente negativo e não significativo). Esse contraste entre GMM e MQO é coerente com a hipótese de que a estimação por mínimos quadrados esteja contaminada por endogeneidade, simultaneidade e viés de omissão precisamente o tipo de problema destacado na discussão metodológica da literatura de regimes de demanda e na crítica à leitura direta de correlações reduzidas entre distribuição e crescimento (STOCKHAMMER, 2017; SKOTT, 2017).

A interpretação econômica do efeito positivo de $\Delta\Omega$ sobre o crescimento das exportações pode ser organizada a partir de canais não-preço e de mecanismos de médio prazo discutidos na tradição pós-keynesiana em sentido amplo. Cabe aqui ressaltar que foi usado apenas $\Delta\Omega$ para se adequar à medição das elasticidades do Modelo Teórico proposto anteriormente.

Primeiro, a redistribuição pró-salários pode elevar a demanda doméstica e, por essa via, aumentar utilização da capacidade, investimento induzido e aprendizado/ganhos de produtividade (canais do tipo KaldorVerdoorn), permitindo expansão de capacidade exportadora e melhora de competitividade por produtividade, mesmo quando o custo unitário do trabalho não cai (BLECKER, 2016; HEIN, 2023).

Segundo, em economias com heterogeneidade estrutural e segmentos exportadores intensivos em escala e tecnologia, fases de expansão com melhora distributiva podem favorecer *upgrading* setorial, inserção em mercados externos e diversificação, deslocando o canal externo de um mecanismo puramente baseado em preços relativos para um mecanismo baseado em capacidade, qualidade e composição.

Terceiro, o resultado é compatível com a presença de regimes e políticas que impedem que a melhora distributiva se traduza automaticamente em apreciação real persistente (ou que a apreciação seja compensada por ganhos de produtividade), preservando competitividade mesmo em contextos de elevação de salários reais. Essas hipóteses estão alinhadas com a evidência internacional de que resultados *wage-led/profit-led* em economia aberta dependem crucialmente do horizonte, da especificação e das instituições, e com evidências de robustez em exercícios empíricos para diferentes países quando se modelam separadamente os componentes da demanda (BLECKER, 2016; MARSELLOU, 2024; ONARAN; GALANIS, 2013).

Tabela 11 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln X$

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| $\Delta \ln(Y^*)$ | 2.845*** (0.393) | 2.065*** (0.401) | 2.870*** (0.680) | 3.488*** (0.523) | 3.396 (2.404) | 1.234 (1.105) | 3.507*** (0.503) | 2.218 (1.660) | 1.574*** (0.558) | 1.577*** (0.559) |
| \hat{q}_t | -0.022* (0.013) | 0.034 (0.047) | -0.011 (0.010) | -0.022* (0.012) | -0.025** (0.012) | -0.013 (0.015) | -0.007 (0.017) | -0.020* (0.012) | 0.001 (0.012) | -0.001 (0.012) |
| \hat{q}_{t-1} | | 0.224** (0.097) | | 0.009 (0.022) | | | | | | |
| $\Delta \Omega$ | | | 6.501*** (1.319) | 4.254*** (1.454) | 4.163*** (1.497) | 4.825*** (1.581) | 3.507** (1.546) | 3.722*** (1.285) | | -0.709 (0.790) |
| Regime SNC | | | | | 0.002 (0.023) | | | | | |
| Choque | | | | | | 0.152 (0.117) | | | | |
| Inflação | | | | | | | -0.006 (0.005) | | | |
| Abertura | | | | | | | | 0.151 (0.263) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 2 | 3 | 3 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 2 | 3 |
| Instrumentos (q) | 9 | 9 | 13 | 11 | 11 | 11 | 11 | 11 | - | - |
| df(J)=q-k | 7 | 6 | 10 | 7 | 7 | 7 | 7 | 7 | - | - |
| Hansen J | 10.014 | 7.218 | 8.132 | 7.424 | 7.092 | 4.588 | 7.752 | 7.269 | - | - |
| p-valor(J) | 0.188 | 0.301 | 0.616 | 0.386 | 0.419 | 0.710 | 0.355 | 0.401 | - | - |
| R ² (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.100 | 0.110 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando q>k (sobreidentificação). Estrelas: * p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01.

Tabela 12 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln M$

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| $\Delta \ln(Y)$ | 1.661*** (0.163) | 1.533*** (0.171) | 2.226*** (0.267) | 2.246*** (0.279) | 0.900 (0.987) | 2.396*** (0.316) | 2.005*** (0.329) | 1.759*** (0.477) | 1.200*** (0.315) | 1.149*** (0.316) |
| \hat{q}_t | 0.021** (0.009) | 0.017* (0.009) | 0.021*** (0.006) | 0.019*** (0.006) | 0.025*** (0.007) | 0.014** (0.006) | 0.012 (0.010) | -0.011 (0.015) | 0.003 (0.010) | 0.002 (0.010) |
| \hat{q}_{t-1} | | 0.003 (0.004) | | -0.009 (0.015) | | | | | | |
| $\Delta \Omega$ | | | 6.025*** (1.525) | 6.707*** (1.853) | 4.139*** (1.434) | 5.614*** (1.911) | 5.589*** (1.981) | 5.703*** (0.690) | | -0.831 (0.680) |
| Regime SNC | | | | | 0.012 (0.014) | | | | | |
| Choque | | | | | | -0.064 (0.041) | | | | |
| Hiato | | | | | | | 0.010 (0.010) | | | |
| Abertura | | | | | | | | 0.128 (0.144) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 2 | 3 | 3 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 2 | 3 |
| Instrumentos (q) | 13 | 13 | 14 | 14 | 13 | 16 | 14 | 15 | - | - |
| df(J)=q-k | 11 | 10 | 11 | 10 | 9 | 12 | 10 | 11 | - | - |
| Hansen J | 13.433 | 15.195 | 10.680 | 10.249 | 8.860 | 12.502 | 11.854 | 12.585 | - | - |
| p-valor(J) | 0.266 | 0.125 | 0.470 | 0.419 | 0.450 | 0.406 | 0.295 | 0.321 | - | - |
| R ² (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.173 | 0.190 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando q>k (sobreidentificação). Estrelas: * p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01.

Por outro lado, o efeito positivo de $\Delta\Omega$ sobre o crescimento das importações é, em termos teóricos, o resultado mais direto: uma redistribuição em favor dos salários tende a elevar consumo e demanda agregada e, conseqüentemente, importações seja pela maior participação de bens finais importados na cesta de consumo, seja pelo alto conteúdo importado de insumos e bens de capital requeridos para sustentar a expansão (ONARAN; GALANIS, 2013; HEIN, 2023).

As estimativas para importações também mostram coeficientes positivos e significantes para a renda doméstica $\Delta \ln Y$, confirmando a elevada elasticidade-renda das importações no período, e um papel relevante do câmbio real \hat{q}_t , com aumentos indicando desvalorização real) com sinal predominantemente positivo quando estatisticamente significativo. À primeira vista, esse sinal contrasta com o canal-preço usual (em que desvalorizações tenderiam a comprimir importações), mas é compatível com pelo menos três mecanismos não excludentes para o Brasil no período 1947–2021: (i) o câmbio real como variável endógena que reage a expansões e desequilíbrios externos (por exemplo, surtos de importação e pressões no balanço de pagamentos precedendo a desvalorização), o que pode gerar correlação positiva em forma reduzida; (ii) a elevada dependência de insumos e bens de capital importados, que faz com que choques cambiais elevem custos e o *valor* das compras externas, especialmente quando as séries são medidas com deflatores imperfeitos ou com forte pass-through; e (iii) ajustes defasados e efeitos de composição, em que a contração de volumes pode não se materializar contemporaneamente (ARAÚJO; GALA, 2012; HEIN, 2023; MARQUETTI et al., 2023).

Em suma, os sinais obtidos para \hat{q}_t sugerem que, no longo período analisado, o canal cambial opera de modo mais complexo do que o mecanismo competitivo de curto prazo, reforçando a necessidade de interpretar o setor externo conjuntamente com a dinâmica cíclica, a estrutura produtiva e a endogeneidade macroeconômica (STOCKHAMMER, 2017; SKOTT, 2017).

A principal implicação analítica de se encontrar efeitos positivos de $\Delta\Omega$ sobre exportações e importações é que a melhora distributiva não se traduz, necessariamente, em deterioração mecânica do setor externo via competitividade-preço, mas tampouco garante melhora automática das exportações líquidas: como exportações e importações crescem com a redistribuição, o saldo líquido dependerá das magnitudes relativas (elasticidades e níveis), do comportamento do câmbio real, e da capacidade de a estrutura produtiva responder à expansão sem elevar desproporcionalmente a demanda por importados (BLECKER, 2016; ARAÚJO; GALA, 2012).

Para o Brasil, entre 1947 e 2021, essa ambigüidade é plausível: fases de crescimento com melhora distributiva podem ter ampliado escala e capacidade e, com isso, sustentado aumento de exportações; simultaneamente, a elevada elasticidade-renda das importações e o conteúdo importado da produção podem ter reforçado a pressão externa em ciclos expansivos, exigindo coordenação de políticas (cambial, industrial e de renda) para compatibilizar distribuição, crescimento e sustentabilidade externa (AZEVEDO; FONSECA; MISSIO, 2022; FEIJÓ; CÂMARA; CERQUEIRA, 2015; CAMPANA et al., 2024).

Assim, os resultados em GMM podem ser lidos como evidência de que, na experiência brasileira, a distribuição pró-salários se associa a um regime em que a demanda doméstica e a capacidade produtiva crescem conjuntamente, gerando também maior integração comercial (mais exportações e mais importações), o que reforça a importância de tratar o setor externo não como resíduo da demanda, mas como parte constitutiva do regime de crescimento e de suas restrições (HEIN, 2023; STOCKHAMMER, 2017).

Em termos de análise do efeito total sobre as exportações líquidas, temos os resultados apresentados na tabela 13. Nela, podemos ver que os modelos M1 e M2 das tabelas 11 e 12 são descartados por não terem o efeito distributivo especificado na equação estimada.

Tabela 13 – Resultados da Distribuição sobre $\hat{N}X$.

| Modelo | $d\hat{X}/d\Omega$ | X/Y | $d\hat{M}/d\Omega$ | M/Y | $(d\hat{X}/d\Omega) \cdot (X/Y)$ | $(d\hat{M}/d\Omega) \cdot (M/Y)$ | Final |
|---------|--------------------|-------|--------------------|-------|----------------------------------|----------------------------------|--------|
| M3 | 6,501 | 0,09 | 6,025 | 0,09 | 0,585 | 0,542 | 0,043 |
| M4 | 4,254 | 0,09 | 6,707 | 0,09 | 0,382 | 0,603 | -0,221 |
| M5 | 4,163 | 0,09 | 4,139 | 0,09 | 0,374 | 0,372 | 0,002 |
| M6 | 4,825 | 0,09 | 5,614 | 0,09 | 0,434 | 0,505 | -0,071 |
| M7 | 3,507 | 0,09 | 5,589 | 0,09 | 0,315 | 0,503 | -0,187 |
| M8 | 3,722 | 0,09 | 5,703 | 0,09 | 0,334 | 0,513 | -0,178 |
| Média | 4,495 | - | 5,629 | - | 0,405 | 0,506 | -0,102 |
| Mediana | 4,208 | - | 5,658 | - | 0,378 | 0,509 | -0,125 |

O cálculo do efeito da distribuição sobre a taxa de crescimento das exportações líquidas é obtido conforme a equação 4.28, onde ela pode ser levemente modificada para já capturar a parcela de efeito para o crescimento da renda, \hat{y} , passando a ser definida como:

$$\frac{d\hat{nx}}{d\Omega} = \left(\frac{x}{y}\right) \cdot \left(\frac{d\hat{x}}{d\Omega}\right) - \left(\frac{m}{y}\right) \cdot \left(\frac{d\hat{m}}{d\Omega}\right) \quad (6.15)$$

sendo estimada por equações independentes em 11 e 12 na forma:

$$\Delta \ln(X_t) = \alpha_1 \cdot \Delta \ln(Y_t^*) + \alpha_2 \cdot \Delta \Omega_t + \sum_{i=1}^n \eta_i \cdot \text{Controle}_{i,t} + \varepsilon_t \quad (6.16)$$

$$\Delta \ln(M_t) = \beta_1 \cdot \Delta \ln(Y_t) + \beta_2 \cdot \Delta \Omega_t + \sum_{i=1}^n \varphi_i \cdot \text{Controle}_{i,t} + \varepsilon_t \quad (6.17)$$

onde $\alpha, \beta, \eta, \varphi$ são parâmetros estimados².

O efeito final obtido em termos de média e mediana dos modelos estimados é que a taxa de crescimento das exportações líquidas é *profit-led*, nas respectivas magnitudes de -0,102 e -0,125 respectivamente.

Assim, dentro dos componentes do PIB pelo lado da demanda, esse se torna mais um canal que contribui para a potencialização do canal dos lucros, para além da decisão de investimentos.

² Especificações alternativas com o termo de intercepto, apresentaram menor interpretação econômica e o termo de intercepto não foi estatisticamente significativo. Para a clareza do trabalho e possibilidade de leitura, deixamos essas versões no apêndice dessa Dissertação

6.5 Efeito Total da Distribuição Funcional da Renda e Regime de Demanda

A identificação do regime de crescimento da economia brasileira baseia-se na decomposição do efeito total de variações na distribuição funcional da renda sobre a taxa de crescimento do produto, conforme a seguinte expressão:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = \frac{1}{1-h_2} \left[\frac{c}{y} \left(\alpha_w \frac{d\hat{w}}{d\Omega} + \alpha_r \frac{d\hat{r}}{d\Omega} \right) + \frac{i}{y} \frac{d\hat{i}}{d\Omega} + \frac{x}{y} \frac{d\hat{x}}{d\Omega} - \frac{m}{y} \frac{d\hat{m}}{d\Omega} \right]. \quad (6.18)$$

Os termos entre colchetes representam os efeitos marginais puros de cada componente da demanda agregada, ponderados por suas respectivas participações no produto. Ao longo desta subseção, utiliza-se exclusivamente os coeficientes marginais estimados nas regressões, evitando qualquer forma de dupla ponderação.

Pesos da demanda agregada

As participações médias dos componentes da demanda agregada utilizadas no exercício, extraídas da Tabela 1 são:

$$\frac{c}{y} = 0,68, \quad \frac{i}{y} = 0,18, \quad \frac{x}{y} = 0,09, \quad \frac{m}{y} = 0,09.$$

Como as importações entram com sinal negativo na identidade da renda, a soma relevante dos pesos é dada por:

$$\frac{c}{y} + \frac{i}{y} + \frac{x}{y} - \frac{m}{y} = 0,68 + 0,18 + 0,09 - 0,09 = 0,86.$$

Para evitar que essa soma inferior à unidade reduza o efeito total da distribuição funcional, a análise é repetida com coeficientes normalizados, mantendo-se as proporções relativas:

$$\tilde{c} = 0,791, \quad \tilde{i} = 0,209, \quad \tilde{x} = 0,105, \quad \tilde{m} = 0,105,$$

de modo que:

$$\tilde{c} + \tilde{i} + \tilde{x} - \tilde{m} = 1.$$

Cálculo do multiplicador

O multiplicador keynesiano (detalhado na Equação 4.26) ampliado é definido como:

$$h_2 = \left(\frac{i}{y} \beta_1 - \frac{nx}{y} \zeta_1 \right), \quad (6.19)$$

onde β_1 representa a elasticidade do investimento em relação ao produto e ζ_1 a elasticidade das importações em relação ao produto.

No presente exercício, observa-se que:

$$\frac{nx}{y} = \frac{x-m}{y}.$$

Como as participações médias de exportações e importações são idênticas ($x/y = m/y = 0,09$), tem-se:

$$\frac{nx}{y} = 0.$$

Consequentemente, o setor externo não exerce influência sobre o multiplicador neste caso específico, e a expressão para h_2 reduz-se a:

$$h_2 = \frac{i}{y}\beta_1.$$

O coeficiente β_1 é calculado exclusivamente a partir dos modelos M1 a M8, estimados via GMM, garantindo homogeneidade metodológica. Para o investimento em nível, a média dos coeficientes associados a $\ln(Y)$ é:

$$\beta_1 = 1,695.$$

Para o investimento em primeira diferença:

$$\beta_1^\Delta = 1,547.$$

Substituindo os valores, obtém-se:

$$h_2 = 0,18 \times 1,695 = 0,305, \quad \frac{1}{1-h_2} \approx 1,439,$$

no caso do investimento em nível, e:

$$h_2^\Delta = 0,18 \times 1,547 = 0,279, \quad \frac{1}{1-h_2^\Delta} \approx 1,386,$$

para o investimento em primeira diferença.

Cálculo do efeito total - pela média

Utilizando os efeitos marginais médios estimados (modelos M1 a M8):

$$\frac{d\hat{c}}{d\Omega} = 0,583, \quad \frac{d\hat{i}}{d\Omega} = -0,167, \quad \frac{d\hat{x}}{d\Omega} = 4,495, \quad \frac{d\hat{m}}{d\Omega} = 5,629,$$

o efeito parcial agregado é dado por:

$$E = 0,68 \times 0,583 + 0,18 \times (-0,167) + 0,09 \times (4,495 - 5,629) = 0,264.$$

Aplicando o multiplicador:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = 1,439 \times 0,264 \approx 0,380.$$

Para o investimento em primeira diferença:

$$E^\Delta = 0,68 \times 0,583 + 0,18 \times (-1,511) + 0,09 \times (4,495 - 5,629) \approx -0,0224,$$

e:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = 1,386 \times (-0,0224) \approx -0,031.$$

Utilizando os efeitos marginais médios estimados (modelos M1 a M8) e os coeficientes normalizados:

$$\frac{d\hat{c}}{d\Omega} = 0,583, \quad \frac{d\hat{i}}{d\Omega} = -0,167, \quad \frac{d\hat{x}}{d\Omega} = 4,495, \quad \frac{d\hat{m}}{d\Omega} = 5,629,$$

o efeito parcial agregado é dado por:

$$E = 0,791 \times 0,583 + 0,209 \times (-0,167) + 0,105 \times (4,495 - 5,629) = 0,307.$$

Aplicando o multiplicador:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = 1,439 \times 0,307 \approx 0,442.$$

Para o investimento em primeira diferença:

$$E^{\Delta} = 0,791 \times 0,583 + 0,209 \times (-1,511) + 0,105 \times (4,495 - 5,629) \approx -0,026,$$

e:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = 1,386 \times (-0,026) \approx -0,036.$$

Cálculo do efeito total - pela mediana

Utilizando os efeitos marginais medianos estimados (modelos M1 a M8):

$$\frac{d\hat{c}}{d\Omega} = 0,620, \quad \frac{d\hat{i}}{d\Omega} = -0,195, \quad \frac{d\hat{x}}{d\Omega} = 4,208, \quad \frac{d\hat{m}}{d\Omega} = 5,658,$$

o efeito parcial agregado é dado por:

$$E = 0,68 \times 0,620 + 0,18 \times (-0,195) + 0,09 \times (4,208 - 5,658) = 0,256.$$

Aplicando o multiplicador:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = 1,439 \times 0,256 \approx 0,368.$$

Para o investimento em primeira diferença:

$$E^{\Delta} = 0,68 \times 0,620 + 0,18 \times (-1,554) + 0,09 \times (4,208 - 5,658) \approx -0,01138,$$

e:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = 1,386 \times (-0,01138) \approx -0,016.$$

Utilizando os efeitos marginais medianos estimados (modelos M1 a M8) e os coeficientes normalizados:

$$\frac{d\hat{c}}{d\Omega} = 0,620, \quad \frac{d\hat{i}}{d\Omega} = -0,195, \quad \frac{d\hat{x}}{d\Omega} = 4,208, \quad \frac{d\hat{m}}{d\Omega} = 5,658,$$

o efeito parcial agregado é dado por:

$$E = 0,791 \times 0,620 + 0,209 \times (-0,195) + 0,105 \times (4,208 - 5,658) = 0,297.$$

Aplicando o multiplicador:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = 1,439 \times 0,297 \approx 0,428.$$

Para o investimento em primeira diferença:

$$E^{\Delta} = 0,791 \times 0,620 + 0,209 \times (-1,554) + 0,105 \times (4,208,658) \approx -0,0134,$$

e:

$$\frac{d\hat{y}}{d\Omega} = 1,386 \times (-0,0134) \approx -0,019.$$

Resultados consolidados

Tabela 14 – Efeito total da distribuição funcional Média

| Especificação | Pesos originais | Pesos normalizados | Efeito |
|-----------------------|-----------------|--------------------|-------------------|
| <i>I</i> em nível | 0,380 | 0,442 | <i>Wage-led</i> |
| <i>I</i> em diferença | -0,031 | -0,036 | <i>Profit-led</i> |

Tabela 15 – Efeito total da distribuição funcional Mediana

| Especificação | Pesos originais | Pesos normalizados | Efeito |
|-----------------------|-----------------|--------------------|-------------------|
| <i>I</i> em nível | 0,368 | 0,428 | <i>Wage-led</i> |
| <i>I</i> em diferença | -0,016 | -0,019 | <i>Profit-led</i> |

Classificação do regime de crescimento

Com base nos resultados apresentados nas Tabelas 14 e 15, que sumarizam o efeito total da distribuição funcional da renda sobre a demanda agregada, observa-se uma nítida sensibilidade do diagnóstico do regime de demanda à especificação econométrica da função de investimento. Quando o investimento é modelado em nível, o efeito agregado estimado é positivo, indicando, de acordo com a parametrização do modelo, um regime de demanda do tipo *wage-led*. Esse resultado se mantém tanto na média quanto na mediana, e independentemente do uso de pesos originais ou normalizados para agregação dos canais. Em contraste, ao se empregar a primeira

diferença do investimento, o efeito total torna-se negativo, apontando para um regime *profit-led*. A reversão do sinal diante de uma transformação tão fundamental da variável-chave revela a importância crítica das hipóteses de estacionaridade e da especificação dinâmica na modelagem pós-kaleckiana. Cabe aqui ressaltar que foi calculado o efeito para o Investimento em nível para se adequar ao modelo do Bhaduri e Marglin (1990).

A comparação desses achados com a revisão empírica prévia da dissertação (Quadro 1) é elucidativa. A literatura sobre o Brasil exibe, de fato, uma pluralidade de diagnósticos, espelhando a ambiguidade encontrada aqui. Estudos que, de modo análogo a uma especificação em nível, privilegiam relações de cointegração ou de longo prazo como Araújo e Gala (2012) (que encontra um interno *wage-led*) e Tomio (2020) (*wage-led*) tendem a corroborar o primeiro resultado. Por outro lado, pesquisas que adotam modelagens voltadas para ajustes de curto prazo ou que empregam variáveis em diferença a exemplo de Jesus, Araujo e Drumond (2018) e Feijó, Câmara e Cerqueira (2015) (ambos *profit-led*) alinham-se mais ao segundo cenário. O trabalho de Teixeira, Missio e Dathein (2022), que identifica um canal de consumo *wage-led* e um canal de investimento *profit-led*, sintetiza essa tensão inerente ao sistema, sugerindo que o resultado líquido é sensível à ponderação relativa desses componentes antagônicos ao longo do tempo e às condições macroeconômicas específicas.

Portanto, os resultados apresentados reforçam a conclusão de que a classificação dicotômica entre regimes *wage-led* e *profit-led* pode ser excessivamente simplista para economias complexas. Em vez disso, eles sugerem que a economia brasileira pode exibir uma dualidade temporal: com propriedades *wage-led* em um horizonte de mais longo prazo (capturado pelas relações de nível), mas com mecanismos *profit-led* dominantes na dinâmica de ajuste de curto prazo (capturada pelas primeiras diferenças). Essa interpretação ressalta a necessidade de modelos teóricos e estratégias empíricas que explicitamente incorporem essa heterogeneidade temporal para fornecer orientações de política econômica mais robustas e contextualizadas.

7 CONCLUSÃO

Esta dissertação partiu do problema central de classificar o regime de crescimento da economia brasileira entre 1947 e 2021 como *wage-led* ou *profit-led*, à luz da perspectiva pós-kaleckiana. A pergunta orientadora buscou superar uma lacuna importante na literatura empírica: a ausência de análises que integrassem, de forma sistemática e metodologicamente robusta, os efeitos da distribuição funcional da renda sobre os componentes estruturais da demanda agregada – consumo, investimento e setor externo – para o período analisado. Para tanto, estabelecemos como objetivo geral avaliar empiricamente os efeitos da distribuição funcional da renda sobre o crescimento econômico brasileiro, desagregando a demanda e integrando os canais de transmissão por meio de uma abordagem estrutural. Os objetivos específicos incluíram: (i) estimar o impacto distributivo sobre o consumo; (ii) analisar seu efeito sobre o investimento; (iii) investigar o papel da distribuição nas exportações líquidas; e (iv) combinar esses resultados para determinar o efeito total sobre o crescimento, classificando assim o regime de demanda.

Os resultados empíricos, obtidos por meio do estimador GMM aplicado a séries anuais de longa duração (1947 a 2021), revelam um panorama complexo e não unívoco dos efeitos distributivos, corroborando a intuição pós-kaleckiana de que diferentes componentes da demanda respondem de maneira distinta a choques distributivos.

No canal do consumo, confirmou-se um comportamento fortemente *wage-led*: a propensão marginal a consumir dos salários é significativamente superior à dos lucros, e redistribuições a favor do trabalho elevam o crescimento do consumo, principalmente porque aumentos na participação salarial estimulam o crescimento da massa de salários e moderam o crescimento da massa de lucros.

No canal do investimento, os resultados indicam um padrão claramente *profit-led*. Tanto o nível quanto a variação da participação dos salários na renda afetam negativamente a taxa de crescimento do investimento, refletindo a sensibilidade da acumulação à lucratividade esperada. Esse resultado permanece robusto mesmo após controlar pelo crescimento do produto e por variáveis conjunturais.

No canal externo, os achados são mais nuances e desafiam a visão convencional. Uma redistribuição pró-salários está associada a um aumento simultâneo das taxas de crescimento das exportações e das importações. O efeito líquido sobre as exportações líquidas é modesto e sensível à especificação, mas em média ligeiramente negativo, sugerindo que, embora o setor externo não reaja de forma mecânica via custos, a melhora distributiva tende a ampliar o comércio total sem melhorar automaticamente o saldo externo.

Esta pesquisa oferece contribuições em três dimensões principais:

Contribuição teórico-empírica: Ao aplicar de forma integrada o modelo pós-kaleckiano de

Bhaduri e Marglin (1990) ao caso brasileiro em uma janela histórica ampla, o trabalho demonstra que o regime de demanda agregada não pode ser inferido a partir de um único componente, mas emerge da interação por vezes contraditória entre canais domésticos e externos. A evidência de que exportações podem responder positivamente a redistribuições pró-salários amplia o debate sobre os determinantes não-preço da competitividade.

Contribuição metodológica: A adoção do estimador GMM com correção HAC permitiu tratar adequadamente problemas de endogeneidade e simultaneidade entre distribuição, crescimento e componentes da demanda, um avanço em relação a estudos anteriores baseados principalmente em MQO ou VAR. A opção pela modelagem em taxas de crescimento, respaldada por testes de raiz unitária, assegurou a estacionariedade das séries e a validade das inferências.

Contribuição aplicada e de política econômica: Os resultados sugerem que políticas redistributivas no Brasil tendem a enfrentar um *trade-off* de curto prazo entre estímulo ao consumo e desestímulo ao investimento. Isso reforça a necessidade de políticas complementares como coordenação cambial, crédito direcionado e investimento público para compatibilizar distribuição, crescimento e sustentabilidade externa. O diagnóstico de um investimento *profit-led* alerta para os riscos de compressão excessiva da lucratividade em contextos de expansão salarial.

Reconhecemos algumas limitações inerentes ao estudo. A análise baseou-se em dados anuais, o que pode suavizar flutuações de curto prazo e relações cíclicas mais dinâmicas. A proxy para o produto mundial (PIB dos EUA) e a construção da taxa de câmbio real implicam simplificações. Por fim, o modelo não incorporou explicitamente variáveis financeiras (como taxa de juros real e endividamento), que ganharam relevância especialmente a partir dos anos 1990.

As limitações apontadas e os próprios resultados abrem caminho para investigações futuras. Sugere-se:

Desagregação setorial ou regional para identificar se há setores *wage-led* e *profit-led* coexistindo na economia brasileira; Uso de dados trimestrais ou mensais para capturar relações de mais curto prazo e ajustes dinâmicos; Inclusão de variáveis financeiras (juros, crédito, preços de ativos) e de medidas de incerteza na função de investimento; Análise comparativa com outros países da América Latina, utilizando a mesma abordagem metodológica, para contextualizar a especificidade brasileira; Investigação dos mecanismos não-preço que explicam a resposta positiva das exportações à redistribuição, como ganhos de produtividade induzidos pela demanda ou *upgrade* tecnológico.

Esta dissertação buscou avançar no entendimento da complexa relação entre distribuição funcional da renda e crescimento econômico no Brasil a partir de uma perspectiva pós-kaleckiana estrutural. Ao combinar rigor teórico, estratégia econométrica robusta e uma base de dados de longuíssimo prazo, o trabalho demonstrou que a economia brasileira não se encaixa de forma inequívoca em um único regime de demanda, mas apresenta uma dinâmica híbrida e

condicionada historicamente. Os resultados reiteram que a discussão sobre políticas distributivas não pode prescindir de uma análise integrada dos canais de consumo, investimento e setor externo. Espera-se que as evidências aqui apresentadas contribuam tanto para o debate acadêmico sobre regimes de crescimento em economias abertas e heterogêneas, quanto para a formulação de políticas econômicas mais informadas e contextualizadas no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, E.; GALA, P. Regimes de crescimento econômico no brasil: evidências empíricas e implicações de política. *Estudos avançados*, v. 26, n. 75, p. 41–56, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-40142012000200004>.
- AVRITZER, J. D.; FREITAS, F. N. P. d.; BRAGA, J. D. M. Demand-led growth and functional income distribution in brazil from 1952 to 2017. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 31, p. 7–38, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/5644>.
- AZEVEDO, L. F. d.; FONSECA, P. C. D.; MISSIO, F. J. Distribuição de renda e regime de crescimento econômico no brasil: avaliação e propostas. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 42, p. 25–47, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-31572021-3244>.
- BALTAR, C. T. Wage distribution in the period of economic growth with income distribution: the case of brazil. *Panoeconomicus*, v. 67, n. 3, p. 361–384, 2020. DOI: <https://doi.org/10.2298/PAN2003361T>.
- BHADURI, A.; MARGLIN, S. Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies. *Cambridge journal of Economics*, Oxford University Press, v. 14, n. 4, p. 375–393, 1990. DOI: <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.cje.a035141>.
- BLECKER, R. A. Wage-led versus profit-led demand regimes: the long and the short of it. *Review of Keynesian economics*, Edward Elgar Publishing Ltd, v. 4, n. 4, p. 373–390, 2016. DOI: <https://doi.org/10.4337/roke.2016.04.02>.
- BLECKER, R. A.; SETTERFIELD, M. *Heterodox macroeconomics: Models of demand, distribution and growth*. [S.l.]: Edward Elgar Publishing, 2019.
- BRITO, A.; FOGUEL, M.; KERSTENETZKY, C. The contribution of minimum wage valorization policy to the decline in household income inequality in brazil: A decomposition approach. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis, v. 40, n. 4, p. 540–575, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1080/01603477.2017.1333436>.
- BROOKS, C. *Introductory Econometrics for Finance*. 4. ed. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2019. ISBN 978-1-108-42351-7. Disponível em: <<https://www.cambridge.org/highereducation/books/introductory-econometrics-for-finance>>.
- BRUNO, M. A. P.; CAFFE, A. R. D. Determinantes das taxas de lucro e de acumulação no brasil: os fatores estruturais da deterioração conjuntural de 2014-2015. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 38, p. 237–260, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-31572018v38n02a02>.
- CAMPANA, J. M. et al. Demand and growth regimes of the brics countries—the national income and financial accounting decomposition approach and an autonomous demand-led growth perspective. *European Journal of Economics and Economic Policies*, Edward Elgar Publishing Ltd, v. 21, n. 1, p. 17–41, 2024. DOI: <https://doi.org/10.4337/ejeep.2023.0100>.
- CARNEIRO, R. *Desenvolvimento em crise: a economia brasileira no último quarto do século XX*. [S.l.]: Unesp, 2002.

- CHIRINKO, R. S. Business fixed investment spending: Modeling strategies, empirical results, and policy implications. *Journal of Economic literature*, JSTOR, v. 31, n. 4, p. 1875–1911, 1993.
- CONDÉ, Á. A. S. Educação e mundo do trabalho juvenil no brasil: Das formas de precarização dos jovens trabalhadores e sua formação no ensino médio, de 2016 a 2022. Universidade Federal de Uberlândia, 2023.
- CONSIDERA, C. M.; PESSOA, S. d. A. A distribuição funcional da renda no brasil no período 1959-2009. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2013.
- DUTT, A. K. Stagnation, income distribution and monopoly power. *Cambridge journal of Economics*, Oxford University Press, v. 8, n. 1, p. 25–40, 1984.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. 4. ed. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2014. ISBN 978-1-118-80865-0. Disponível em: <<https://www.wiley.com/en-us/Applied+Econometric+Time+Series%2C+4th+Edition-p-9781118808566>>.
- FEIJÓ, C. A.; CÂMARA, F. F.; CERQUEIRA, L. F. Inflation, growth, and distribution: The brazilian economy after the post war. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis, v. 38, n. 4, p. 616–636, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1080/01603477.2015.1070102>.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the econometric society*, JSTOR, p. 1029–1054, 1982. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912775>.
- HEIN, E. *Distribution and growth after Keynes: A Post-Keynesian guide*. [S.l.]: Edward Elgar Publishing, 2014. DOI: <https://doi.org/10.4337/9781783477296>.
- HEIN, E. Varieties of demand and growth regimes—post-keynesian foundations. *European Journal of Economics and Economic Policies*, Edward Elgar Publishing Ltd, v. 20, n. 3, p. 410–443, 2023. DOI: <https://doi.org/10.4337/ejeep.2023.0103>.
- JESUS, C. S. D.; ARAUJO, R. A.; DRUMOND, C. E. An empirical test of the post-keynesian growth model applied to functional income distribution and the growth regime in brazil. *International review of applied economics*, Taylor & Francis, v. 32, n. 4, p. 428–449, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1080/02692171.2017.1351528>.
- KALECKI, M. *Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1971.
- KALECKI, M. *Theory of economic dynamics*. [S.l.]: Routledge, 2013. v. 6. DOI: <https://doi.org/10.4324/9780203708668>.
- LAVOIE, M. Post-keynesian economics: new foundations. In: *Post-Keynesian Economics*. [S.l.]: Edward Elgar Publishing, 2014.
- MARQUETTI, A. et al. Uma interpretação da economia brasileira a partir da taxa de lucro: 1950-2020. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 43, n. 2, p. 309–334, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-31572023-3432>.
- MARSELLOU, E. G. Testing the bhaduri–marglin model for the demand regime of greece. *European Journal of Economics and Economic Policies*, Edward Elgar Publishing Ltd, v. 21, n. 3, p. 370–395, 2024. DOI: <https://doi.org/10.4337/ejeep.2024.0129>.

MÁTYÁS, L. *Generalized method of moments estimation*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1999. v. 5. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9780511625848>.

MIEBACH, A. D.; MARQUETTI, A. A. A distribuição funcional da renda no brasil: 1947-2019. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 32, n. 03, p. 585–615, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/7434>.

MORRONE, H. Brazilians structural change and economic performance: structuralist comments on macroeconomics policies. *Economia aplicada. São Paulo. Vol. 20, n. 4 (out./dez. 2016)*, p.[473]-488, 2016. DOI: <https://doi.org/10.11606/1413-8050/ea155984>.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 55, n. 3, p. 703–708, 1987. ISSN 00129682, 14680262. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913610>. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1913610>>.

ONARAN, Ö.; GALANIS, G. Is aggregate demand wage-led or profit-led? a global model. In: *Wage-led growth: An equitable strategy for economic recovery*. [S.l.]: Springer, 2013. p. 71–99. DOI: https://doi.org/10.1057/9781137357939_4.

OREIRO, J. L.; PAULA, L. F. R. d.; BASILIO, F. A. *Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico: teoria e evidência*. [S.l.], 2010.

SERRANO, F.; SUMMA, R. Aggregate demand and the slowdown of brazilian economic growth in 2011-2014. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 25, p. 803–833, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/3549>.

SETTERFIELD, M. *Handbook of alternative theories of economic growth*. [S.l.]: Edward Elgar Cheltenham, 2010. DOI: <https://doi.org/10.4337/9781849805582.00005>.

SKOTT, P. Weaknesses of wage-led growth. *Review of Keynesian Economics*, Edward Elgar Publishing Ltd, v. 5, n. 3, p. 336–359, 2017. DOI: <https://doi.org/10.4337/roke.2017.03.03>.

STOCKHAMMER, E. Determinants of the wage share: A panel analysis of advanced and developing economies. *British journal of industrial relations*, Wiley Online Library, v. 55, n. 1, p. 3–33, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1111/bjir.12165>.

TAVARES, M. d. C. Auge e declínio do processo de substituição de importações. *MC Tavares*, 1972.

TEIXEIRA, F. O.; MISSIO, F. J.; DATHEIN, R. Distribution and demand in brazil: empirical evidence from the structural and aggregative approaches. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis, v. 45, n. 4, p. 581–611, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1080/01603477.2022.2103826>.

TOMIO, B. T. Understanding the brazilian demand regime: A kaleckian approach. *Review of Keynesian Economics*, Edward Elgar Publishing Ltd, v. 8, n. 2, p. 287–302, 2020.

APÊNDICE A – RESULTADOS COM OUTRAS ESPECIFICAÇÕES PARA O CONSUMO,
INVESTIMENTO, EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES

Tabela A1 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln C$

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| (Intercept) | -0.004 (0.004) | 0.038*** (0.008) | 0.115*** (0.035) | 0.002 (0.009) | 0.029** (0.012) | 0.063*** (0.024) | 0.041*** (0.013) | 0.035 (0.033) | -0.001 (0.005) | 0.016 (0.015) |
| $\Delta \ln (Y)$ | 0.987*** (0.095) | 1.173*** (0.144) | 1.170*** (0.185) | 0.909*** (0.168) | 1.111*** (0.153) | 1.330*** (0.230) | 1.095*** (0.145) | 1.189*** (0.217) | 0.962*** (0.094) | 1.013*** (0.102) |
| $\Delta \Omega$ | 0.087 (0.265) | 0.294 (0.431) | 0.027 (0.313) | 0.060 (0.418) | 0.363 (0.521) | 0.630 (0.571) | 0.262 (0.400) | 0.293 (0.437) | -0.255* (0.136) | -0.230* (0.137) |
| Regime SNC | | -0.014*** (0.003) | -0.035*** (0.010) | 0.002 (0.006) | -0.011*** (0.004) | -0.024*** (0.009) | -0.015*** (0.004) | -0.015*** (0.005) | | -0.006 (0.005) |
| Inflação | | | -0.004 (0.003) | | | | | | | |
| Choque | | | | -0.028 (0.033) | | | | | | |
| Hiato | | | | | -0.002 (0.002) | | | | | |
| \hat{q}_t | | | | | | -0.009** (0.005) | | | | |
| \hat{q}_{t-1} | | | | | | | 0.008** (0.004) | | | |
| Abertura | | | | | | | | 0.014 (0.187) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 3 | 4 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 3 | 4 |
| Instrumentos (q) | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 9 | 8 | 8 | n.a. | n.a. |
| df(J)=q-k | 5 | 4 | 3 | 3 | 3 | 4 | 3 | 3 | n.a. | n.a. |
| Hansen J | 4.230 | 4.489 | 4.778 | 4.301 | 4.079 | 5.954 | 3.234 | 4.442 | - | - |
| p-valor(J) | 0.517 | 0.344 | 0.189 | 0.231 | 0.253 | 0.203 | 0.357 | 0.218 | - | - |
| R^2 (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.625 | 0.634 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando $q > k$ (sobreidentificação). Estrelas: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela A2 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln(C + G)$

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| (Intercepto) | -0.003 (0.005) | 0.037*** (0.012) | -0.059 (0.084) | 0.023** (0.010) | 0.040*** (0.012) | 0.020 (0.019) | -0.004 (0.018) | 0.069*** (0.022) | 0.003 (0.005) | 0.013 (0.013) |
| $\Delta \ln W$ | 0.488*** (0.099) | 0.519*** (0.114) | 0.388*** (0.135) | 0.440*** (0.150) | 0.472*** (0.117) | 0.469*** (0.123) | 0.584*** (0.170) | 0.496*** (0.129) | 0.429*** (0.058) | 0.447*** (0.063) |
| $\Delta \ln R$ | 0.493*** (0.060) | 0.513*** (0.053) | 0.318** (0.151) | 0.421*** (0.135) | 0.555*** (0.064) | 0.476*** (0.056) | 0.448*** (0.084) | 0.407*** (0.088) | 0.463*** (0.045) | 0.473*** (0.046) |
| Regime SNC | | -0.012*** (0.004) | 0.019 (0.026) | -0.004 (0.005) | -0.013*** (0.004) | -0.006 (0.006) | 0.000 (0.005) | -0.010*** (0.003) | | -0.003 (0.004) |
| Inflação | | | 0.007 (0.005) | | | | | | | |
| Choque | | | | -0.029 (0.038) | | | | | | |
| Hiato (Ciclo) | | | | | 0.002 (0.001) | | | | | |
| \hat{q}_t | | | | | | 0.001 (0.004) | | | | |
| \hat{q}_{t-1} | | | | | | | 0.004 (0.003) | | | |
| Abertura | | | | | | | | -0.167 (0.110) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 3 | 4 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 3 | 4 |
| Instrumentos (q) | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | - | - |
| df(J)=q-k | 5 | 4 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | - | - |
| Hansen J | 5.105 | 5.560 | 9.609 | 3.092 | 5.181 | 3.681 | 9.052 | 2.912 | - | - |
| p-valor(J) | 0.403 | 0.235 | 0.022 | 0.378 | 0.159 | 0.298 | 0.029 | 0.405 | - | - |
| R^2 (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.639 | 0.642 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando q>k (sobreidentificação). Estrelas: * p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01.

Tabela A3 – Estimação por GMM e MQO Variável Dependente: $\Delta \ln I$ - Efeito Distributivo em Diferença (sem intercepto)

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| $\Delta \ln Y$ | 1.261*** (0.163) | 1.587*** (0.349) | 1.530*** (0.369) | 1.586*** (0.360) | 1.089** (0.552) | 1.721*** (0.331) | 1.650*** (0.323) | 1.261*** (0.314) | 1.064*** (0.200) | 0.900*** (0.326) |
| $\Delta \Omega$ | -1.794*** (0.420) | -1.409*** (0.469) | -1.605** (0.673) | -1.626*** (0.548) | -1.378** (0.556) | -1.222** (0.604) | -1.511*** (0.418) | -1.827** (0.864) | -0.723* (0.430) | -0.766* (0.437) |
| Regime SNC | | -0.006 (0.005) | -0.005 (0.006) | -0.006 (0.005) | 0.014 (0.018) | -0.006 (0.005) | -0.005 (0.005) | | | 0.003 (0.005) |
| Inflação | | | -0.003 (0.003) | | | | | -0.003 (0.004) | | |
| Hiato | | | | -0.000 (0.004) | | | | | | |
| Abertura | | | | | -0.230 (0.207) | | | -0.065 (0.082) | | |
| \hat{q}_{t-1} | | | | | | 0.009 (0.006) | | | | |
| \hat{q}_t | | | | | | | -0.017*** (0.005) | | | |
| Choque | | | | | | | | 0.025 (0.055) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 2 | 3 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 5 | 2 | 3 |
| Instrumentos (q) | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 12 | 12 | - | - |
| df(J)=q-k | 7 | 6 | 5 | 5 | 5 | 5 | 8 | 7 | - | - |
| Hansen J | 8.108 | 8.061 | 7.383 | 7.616 | 6.091 | 6.153 | 11.689 | 8.396 | - | - |
| p-valor(J) | 0.323 | 0.234 | 0.194 | 0.179 | 0.297 | 0.292 | 0.166 | 0.299 | - | - |
| R^2 (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.323 | 0.327 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando q>k (sobreidentificação). Estrelas: * p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01.

Tabela A4 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln X$ - Com Intercepto

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|-------------------------|----------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|------------------|-------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| (Intercepto) | 0.104* (0.056) | 0.177** (0.087) | 0.051 (0.200) | -0.003 (0.095) | 0.097 (0.158) | -0.072 (0.093) | -0.011 (0.085) | -0.036 (0.151) | 0.001 (0.036) | -0.001 (0.036) |
| $\Delta \ln Y^*$ | -1.059 (1.705) | -3.539 (2.581) | 1.351 (6.360) | 3.440 (2.899) | 3.631 (2.716) | 3.221 (2.881) | 3.672 (2.697) | 2.600 (2.663) | 1.547 (0.945) | 1.593* (0.948) |
| \hat{q}_t | -0.036*** (0.008) | -0.055** (0.025) | -0.042 (0.036) | -0.021 (0.018) | -0.043 (0.030) | -0.005 (0.024) | -0.024 (0.016) | -0.017 (0.018) | 0.001 (0.012) | -0.001 (0.012) |
| \hat{q}_{t-1} | | -0.001 (0.024) | | 0.008 (0.024) | | | | | | |
| $\Delta \Omega$ | | | 6.200* (3.435) | 4.082*** (1.426) | 4.606*** (1.637) | 5.752*** (1.883) | 3.783** (1.703) | 4.215*** (1.429) | | -0.710 (0.797) |
| Regime SNC | | | | | -0.030 (0.043) | | | | | |
| Choque | | | | | | 0.188 (0.119) | | | | |
| Hiato | | | | | | | -0.004 (0.012) | | | |
| Abertura | | | | | | | | 0.292 (0.492) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 3 | 4 | 4 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 3 | 4 |
| Instrumentos (q) | 10 | 9 | 9 | 11 | 11 | 11 | 11 | 11 | - | - |
| df(J)=q-k | 7 | 5 | 5 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | - | - |
| Hansen J | 8.275 | 4.103 | 3.917 | 7.464 | 6.365 | 3.649 | 7.528 | 7.549 | - | - |
| p-valor(J) | 0.309 | 0.535 | 0.561 | 0.280 | 0.384 | 0.724 | 0.275 | 0.273 | - | - |
| R ² (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.036 | 0.047 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando q>k (sobreidentificação). Estrelas: * p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01.

Tabela A5 – Comparação entre GMM (HAC) e MQO variável dependente: $\Delta \ln X$ - Efeito de Ω em Nível

| | GMM (HAC) | | | | | | | | MQO | |
|-------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|--------------------|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 | M9 | M10 |
| $\Delta \ln(Y^*)$ | 2.388*** (0.361) | 2.733*** (0.402) | -4.960 (3.964) | -1.980 (1.992) | 0.174 (1.840) | 1.206 (2.015) | -1.107 (1.824) | 0.735 (1.869) | 1.574*** (0.558) | 1.771* (0.941) |
| \hat{q}_t | -0.030*** (0.007) | -0.025* (0.014) | -0.069** (0.029) | -0.047*** (0.012) | -0.027* (0.016) | -0.011 (0.015) | -0.039*** (0.011) | -0.027** (0.013) | 0.001 (0.012) | 0.001 (0.012) |
| \hat{q}_{t-1} | | -0.005 (0.020) | | -0.017 (0.010) | | | | | | |
| Ω | | | 0.401* (0.241) | 0.257** (0.121) | 0.027 (0.142) | -0.056 (0.151) | 0.194* (0.109) | -0.046 (0.201) | | -0.017 (0.066) |
| Regime SNC | | | | | 0.018 (0.012) | | | | | |
| Choque | | | | | | 0.192** (0.096) | | | | |
| Hiato | | | | | | | 0.009 (0.010) | | | |
| Abertura | | | | | | | | 0.359 (0.339) | | |
| VCOV | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | HAC | OLS | OLS |
| N | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 72 | 74 | 74 |
| Parâmetros (k) | 2 | 3 | 3 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 2 | 3 |
| Instrumentos (q) | 10 | 9 | 9 | 11 | 11 | 11 | 11 | 11 | - | - |
| df(J)=q-k | 8 | 6 | 6 | 7 | 7 | 7 | 7 | 7 | - | - |
| Hansen J | 12.256 | 10.634 | 2.811 | 8.476 | 7.285 | 5.123 | 7.016 | 9.212 | - | - |
| p-valor(J) | 0.140 | 0.100 | 0.832 | 0.292 | 0.400 | 0.645 | 0.427 | 0.238 | - | - |
| R^2 (só MQO) | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.100 | 0.101 |

GMM com erros-padrão HAC. Hansen J e p-valor(J) são reportados apenas quando q>k (sobreidentificação). Estrelas: * p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01.